



			_	-	
		-€	•		-
			-		
			•		
	•		•	•	
		-		•	
		•			
		•			
					•

والماليان

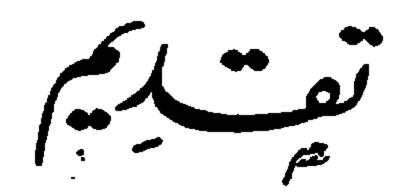
تأنيفت الدكنورعا والدين محام لمط ليات خبير بلوكز التوى للبحوث الاعتماعة والبنائية

الطبعة الأولى

1977



ملزم الطبع والنصر – دار المعارف عصر ١١١٩ كورنيش النيل بالقاهرة – ج . ع . م .



يرداد إستخدام التحليل العاملي في البحث زيادة سريعة منذ أن توصل إليه شارل سبيرمان . فني علم النفس والعلوم الاجتماعية حيث تتعد المتغيرات وتنداخل فيها بينها ، نجد أنه من الضروري أن نخضع هذه المتغيرات لوسيلة تجمعها في بحمو عات فتسهل على الباحث تحديد ماورا ها من ظواهر ودلالات . والتحليل العاملي وسيلة فعالة تحقق لنا مانهدف اليه . فإذا كان لدينا مصفوفة من معاملات الارتباط ، فإن تفسير هذه الارتباطات وما بينها من علاقات غالبا ما يكون مستحيلا . ويقدم لنا التحليل العاملي وسيلة لتلخيص هذه العلاقات عما يسهل عمل الباحثين لتفسيرها وشرحها . ولايضيف التحليل العاملي شيئا إلى البيانات الأصلية ، لتفسيرها وشرحها . ولايضيف التحليل العاملي شيئا إلى البيانات الأصلية ، ولكنه آداة تبسيط تفيد في محاولة فهم تلك البيانات .

وهناك طرق مختلفة للتحليل العاملى ، بيد أننا لم نتناول هنا إلا الطرق الاكثر فائدة والتي يمكن أن تؤدى إلى نتائج متقاربة . وبهذا نكرن قد قدمنا للمكتبة العربية كتابا نحن فى حاجة شديدة إليه . فعلى الرغم من أن كتب الإحصاء الرائدة قد تناولت موضوع التحليل العاملى ، إلا أنها لم تتناوله إلا فى صورة مختصرة . فالتحليل العاملى لم يعد قاصراً فقط على العلوم الاجتماعية بل تعداها إلى كل دراسة تتعدد فيها متغيرات ، يريد الباحث إختصارها إلى صورة واضحة يسهل تفسيرها .

ولقد تناولنا موضوع التحليل العاملي من حيث نشأته وما ساد فيه من جدال يتعلق بطرقه والهدف منه ، والذى قلت حدته إلى درجة الزوال . ثم عرضنا للاسس الرياضية التى يقوم عليها التحليل . وتبعنا هذا بعرض للطرق التى زاد الاقبال على إستخدامها والتى يمكن أن تؤدى بنا إلى

تتائج لا جدال فيها . ثم تناولنا موضوع تدوير المحاور الذى أصبح من أساسيات التحليل العاملي بعير أنكان يرفضه بعض الباحثون . وعرضنا بعد ذلك لكيفية تفسير مايؤدى إليه التحليل العاملي من عوامل . فالارقام التي نتوصل إليها لايكون لها معنى في حد ذاتها ، بل على الباحث تفسيرها بما يكن ورامها من دلالات . وإنتهينا إلى عرض أهم المراجع التي تناولت التحليل العاملي .

وجدير بالذكر بعد هذا العرض أن نقرر شكرنا إلى الزملاء الذين كان لحثهم لنا على وضع هذا الكتاب إثارة لدافع قوى العمل نحو إخراجه ونخص بالشكر الزميل عبد الباسط محمد ، على ما أبداه من تعاون فى تعديل بعض ماقد يكون هناك من عبارات لغوية تحتاج إلى صياغات أخرى . كما نخص بالشكر دار المعارف بمصر على تعاونها لنشر هذا الكتاب .

وجدير بشكرنا تلك القيادات وأولئك الزملاء الذين نعمل بينهم فلهم أكبر الآثر فى خلق دفع قوى نحو العمــــل المتواصل الذى لابعرف الملل.

عماد الدين سلطانه

الهرس

•	•
42	ے قب

الفصل ١ نظرية العاملين لسبيرمان نظرية العوامل الثنائية لهولزنجر منظرية العينات 11 نظرية العوامل المتعددة 14 الفروض الأساسية في التحليل العاملي الفصل ٢ الآسس الرياضية للتحليل العاملي 8A - YE المصموفة المحورة 40 درجة المصفوفة 70 بعض أنواع المصفوفات الشائعة ، المصفوفة المزبعــة ، المصفوفة المتماثلة ، المصفوفة القطرية ، المصفوفة المتطابقة . 77 ضرب المصفوفات 27 المصفوفة المقلوبة 21 التمثيل الهندسي لمعامل الإرتباط 78 القثيل المندسي لجدول الإرتباطات

صفحة

الفصل ٣

79 - 29

الطريقة المركزية

الحد الآدنى من المتغيرات التى ينطلبهـــا الستخلاص عدد م من العوامل المشتركة ٢٦ عك مويزر عك مويزر عك بيرت وبانــكز ٢٥ عك بيرت وبانــكز ٢٥ عك فاى لتكر ٢٦ قاعدة همفرى ٤٦ عك كومب

الفصل ع

طريقة المكونات الأساسية

الفصل ه

طريقة الإحتال الأقصى

4 · · · · · V ·

414-1-1

منفحة

الفصل ٦

311--11

الطريقة القطرية

الفصل ٧

171-171

طريقة العوامل المتعددة

الفصل ٨

178-18.

تدوير المحاور

184

التدوير المتعامد مقابل التدوير المائل

101

تدوير المحاوز المتعامدة فى ثلاثة أبعاد

الفصل ٩

774-170

تفسير العوامل

377

بعض مشاكل التحليل العاملي

774

للراجع

•		

من الواضح أنه يسهل تفسير معامل الإرتباط بين متغيرين تفسيرا نسبيا. فإذا كان المعامل عاليا، فإننا نقول أن هناك علاقة مابين هذين المتغيرس . وإذاكان المعامل منخفضا فإننا نقول أن العلاقة ضعيفة بين المتغيرين أو قد لاتوجد علاقة . ولكن إذا كان لدينا جدول كبير من معاملات الارتباط فإن أمر تفسير هذه الإرتباطات غالبا مايكون مستحيلا. ويقدم لنا التحليل العاملي وسيلة لتلخيص هذه العلاقات بما يسهل عمل الباحثين لنفسيرها وشرحها . فجدول الدرجات الخام يحول إلى جدول إرتباطات بأى وسيلةمن وسائل الإرتباط. ورغم فقدان بعضمن الحقائق الآصلية في عملية إستخراج معاملات الإرتباطات ، فإن العلاقات بين الإختبارات تصبح أكثر وضوحاً . وعند تحويل جدول الإرتباطات بالتحليل العاملي إلى جدول عوامل ، فإننا نفقد قدراً أكبر من الحقائق الآصلية ، ولكن العلاقات بين الإختبارات ماتزال أكثر وضوحاً . ومن الملاحظ أن طرق الإرتباط أو التحليل العاملي لاتضيف شيئا إلى البيانات الأصلية؛ فمكلاهما أدوات تفيد في محاولة فهم تلك البيانات . ويهدف التحليل العاملي أولا إلى التبسيط. ويتفق علماء التحليل العامل فيما بينهم على أن آى طريقة من طرق التحليل تحقق هذا الهدف. فإذا طبق ٥٠ إختبارا على ١٠٠ فردا فيكون لدينا ٥٠٠٠وه درجة من درجات الإختبارات ، بواقع درجة لمكل فرد . ودرجات الآفراد هذه يمكن إختصارها إلى١٢٢٥معاملا من معاملات الإرتباطات . وإذا حللنا هذه المعاملات تحليلا عامليا فحصلنا على ثمانية عوامل ، فإن معاملات الارتباطات تختصر إلى ٤٠٠ تشبعا من

تشبعات العوامل. وحيث أن كثيرا من هذه التشبعات ستكون قيم صفرية أو تقرب من الصفر، عا يمكن إهماله، فإننا نحصل بذلك على النبسيط المرغوب فيه.

ويهدف التحليل العاملي ثانيا إلى إيجاد بحموعة من القدرات والسمات الأقل في العدد والأشمل في طبيعتها من الاختبارات الأصلية . ولكن مدى نجاح طرق التحليل العاملي في فصل هذه القدرات والسمات موضع جدال . فيذهب بعض الباحثين إلى أن العوامل التي يستخلصونها هي القدرات والسمات ، بينها يذهب بعض النقاد إلى أنها مجرد أرقام رياضية . ويذهب البعض إلى أنها خطوة أولى في إيجاد هذه القدرات والسمات .

وتنفق كل طرق التحليل العاملي على فروض أساسية سنتناولها في الفصل التالى . إلا أنها تختلف في ابنها . ويتضح هذا الاختلاف إلى حد كبير في الفروق بين الأهداف التي يهدف إليها علماء التحليل العاملي من عملية التحليل . فيهدف سبيرمان وهو لزنجر Spearman and Holzinger إلى المستخلاص عامل عام يمكن بو اسطته إعادة إستخراج البيانات الأصلية كلما أمكن ذلك . ويفضل كبلي Kelley وهو تيلنج Hotelling إستخلاص العوامل مرتبة تبعا لقلة أهميتها . ويؤكد ثرستون Thurstone أهمية استخلاص العوامل في المادات الدلالة النفسية ، والتي لا تتغير تشبعات الاختبار التي الماداة الى طرق مختلفة ، بحيث تؤيد كل طريقة نظرية كل عالم فيما يذهب العلماء إلى طرق مختلفة ، بحيث تؤيد كل طريقة نظرية كل عالم فيما يذهب إليه في طبيعة التكوين العقلي .

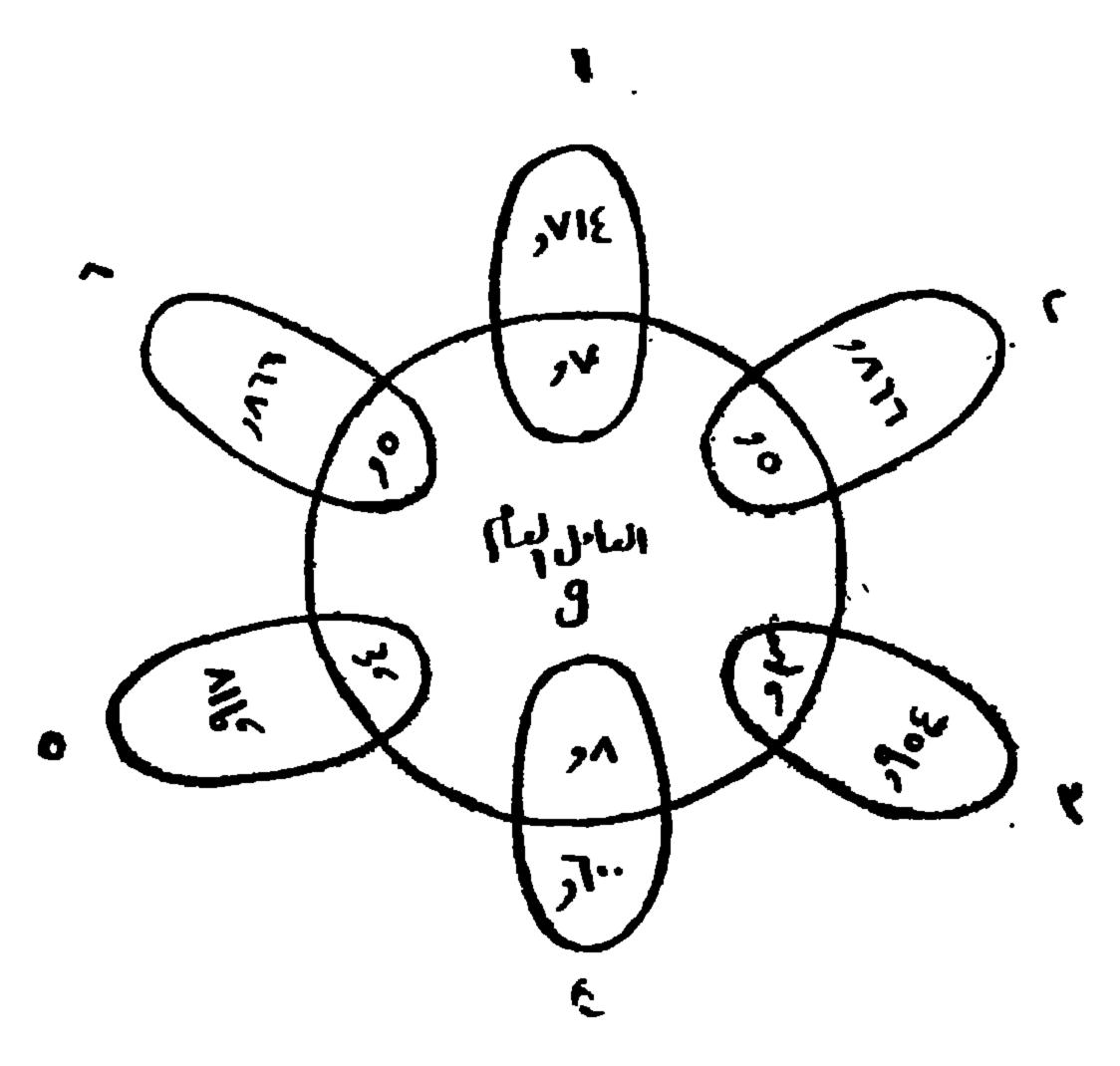
نظرية العاملين لسبير مان Spearman's Two Factor Theory

لقد لاحظ سبيرمان فى بداية الآمر، عندما تناول معاملات إرتباط . فاتجة عن تطبيق عدد قليل من الاختبارات على عدد قليل من الأفراد، أنه مكن إعادة حساب معاملات الارتباط بإستخدام عامل واحد. وقد

وجد أن المعاملات المتبقية قريبة من الصفر بما يمكن إرجاعه إلى الصدفة والمستجمن ذلك أن كل إختبار يتوقف فى أدائه على عامل عام 6 ، يظهر بأوزان مختلفة فى كل الاختبارات، وعامل خاص خ ، يظهر فى كل إختبار فقط ، ولا يرتبط بالعامل العام ولا بالعوامل الخاصة الإخرى .

ويمكن توضيح ذلك بالشكل (١-١).

شكل (١ - ١): يمثل نظرية العاملين.



حيث تمثل الدائرة العامل العام الذي تشترك فيه كل الإختبارات التي تمثل بالاشكال البيضاوية . والارقام الموجودة في الدائرة والبيضاوي تمثل تشبع الإختبارات بالعامل العام و . والارقام الموجودة في أجزاء الاشكال البيضاوية تمثل تشبع الإختبارات بالعوامل الحاصة ، بافتراض أن الإختبارات ثابته تماما . ويمكن تمثيل نظرية العاملين اسبيرمان جدوليا . كا يتضح من الجدول (1 - 1) .

تمثيل نظرية العاملين.	(1-1)	جدول (
-----------------------	-------	--------

فنطنس	ه ۲		الإختبار						
		خ	خ.	خ	خ۔	خ	نخ	G	
	۶٤٩						۷۱٤	٧,	
;	۲٥,					۲۲۸و		,0	۲
	۶۰۹				.,90£			۳٫	٣
	,78			,7				۸ر	٤
	٦١,		,917					٤و	0
1	,۲٥	,477			•	}		,0	٦

ونحصل بتربيع تشيعات الإختبارات على نسبة النباين الكلى من كل إختبار و الذى يساهم به فى العامل العام . وإذاكان الإختبار ثابتا تماما ، فإن. التباين الكلى يمكن تمثيله بالمعادلة النالية

ع', + خ',=۱

حيث ع الإختبار ؛ بالعامل العام ي .

خ = تشبع الإختبار ا بالعامل الخاص.

وعلى ذلك فبالنسبة للاختبار ع فإن ٨و٢ + ٦و٢ = ٠٠٠و١٠

و تبعا لنظرية العاملين نجد أن العامل العام هو الذي يفسر الارتباطات بين الإختبارات فيتوقف الإرتباط بين أي إختبارين على مقدار تشبعهما بالعامل العام الذي يوجد بينهما . ونحصل على معامل الارتباط هذا بحاصل طرب التشبعين . فالارتباط بين الاختبارين ٢٠١ يساوي٧. حو أي ٣٥٠ ع

وبين الإختبارين ١، ٣ يساوى ٧, × ٣, أى ٢١, وهكذا يمكن الحصول على جدول الإرتباطات بأكمله كما هو مبين بالجدل (١ – ٢). ونحصل على الأرقام بين الأقواس فى الخلايا القطرية الرئيسية من حاصل ضرب تشبع الإختبار بالعامل العام فى نفسه . وتعرف هذه القيمة باشتراكية الإختبار والتى تمثل بالرمز ه٢، وهى تدل على نسبة تباين الإختبار الكلية التي يشترك بها فى العامل العام .

جدول (۱ – ۲): مصفوفة معاملات الإرتباطات نتيجة تشيعات الاختيارات بالعامل العام .

٦	•	٤	*	*	1	الإختبار
,40	۸۲٫	٥٦	۲۱,	٥٣٥	(۶۹)	•
,۲0	٤٠	۰۶و	۱٥	(,۲0)	٥٣٥	۲
١٥	٤٢,	3٢و	(۹۰۹)	۱۰	۲۱,	٣
۰٤٠	۲۲و	(٦٤)	۶۲۶	۰٤و	,07	٤
۰۲۰	(۱٦,)	,44	۱۲و	۰۲۰	۰۲۸	٥
،۲۰ (۲۰,	۰۲۰	٠٤٠	۱٥	,۲0	,۳٥	٦

ويمكن حساب تشبع الاختبار ا بالعامل العام من إرتباطه باختبارين آخرين ب، ح ، بالمعادلة التالية :

حيث ر ال الاختبار الارتباط ببن الاختبار ا، والاختبار ب

راح = معامل الارتباط بين الاختبار ا، والاختبار ح معامل الارتباط بين الاختبار ت، والاختبار ح معامل الارتباط بين الاختبار ت، والاختبار ح علما أنه لاستخدام هذه المعادلة يجب أن يتحقق بين الاختبارات علما النه لاستخدام هذه المعادلة يجب أن يتحقق بين الاختبارات

ومن مصفوفة الارتباطات يمكن تقدير تشبع المتغير ا بالعامل العام، بالمعادلة التالية:

حيث أن ت = بحموع كل الارتباطات (حيث أن كل إرتباط يحدث مرتين والحلايا القطرية خالية)، ن = بحموع الارتباطات في الصف أن ي الحمود في الصف أن ي الصف أ

لذا يجب أن يتحقق محك الفروق الرباعية لكى نقيم الافتراض بوجود عامل عام وعوامل خاصة بين بطارية من الاختبارات . ومعنى هذا أن أى عمودين من أعمدة مصفو فة الارتباطات يجب أن يكون بنهما تناسبا بسيطه مباشرا . فإذا فرضنا مصفوفة الارتباطات المبينة بالجدول (١ - ٣) .

جدول (۱ – ۳): مصفوفة الإرتباطات التي يتحقق فيها علمل عام وعوامل خاصة .

	-7	•	٤	٣	۲		
	,40	۰۳۰	,{0	۰۱٫	٠٤٠		1
	٠,٥٦	,٤٨	,۷۲	۱٦,	1 1 1 2	٠ \$ و	۲
1	٠,١٤	,۱۲	۸۱٫		۱٦٫	۱۰	۳
	٦٣٠	308		۱۸	۷۲	٥٤٥	٤
	۲٤و		,08	۱۲٫	۶۸ ۵۳,	۰۳۰	0
-		,27	,75	,18	,07	ه۳۰,	٦

فإن إمحك التناسب يتطلب باعتبار العمودين ١ ، ٢ أن:

$$\frac{12}{12} = \frac{16}{12} = \frac{16}{12} = \frac{16}{12}$$

ومن النسبة الأولى والثانية نجد أن

وبالنسبة للعمودين ١،٤ نجدأن

رہ رہ ہے ۔ رہ وے صفر

وهكذامع بقية الأعمدة الآخرى وتسمى المعادلة رمر ربي — ربي و عصفر بمعادلة الفروق الرباعية لسبير مان ، والتي بتحقيقها يمكن الآخذ بأن كل إختبار يتكون من عامل عام وعامل خاص . ويمكن التغاضي عن الحبود البسيط عن الصفر في حدود خطأ العينة .

ومن الملاحظ أننا نستخدم فى كل تناسب فقط أربعة إختبارات من الست الموجودة. ويصبح هذا العمل شاقا إذا كان هذلك عديد من الاختبارات. حيث تتطلب عشر إختبارات إيجاد ٢٥٢ فرق من الفروق الرباعية، ويتطلب عشرون من الاختبارات حساب ٢٩٠٧ فرقا.

ومن الجدير بالذكر، أن التناسب يتضح أكثر إذا أعيد ترتيب المتغيرات فى الاعمدة والصفوف تبعا لحاصل جمع الاعمدة بحيث نبدأ بالمتغير الذى أعطى عموده أكبر حاصل جمع وهو فى مثالنا هذا المتغير ع. وبهذا نحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (١ – ٤).

ويتضح من المصفوفة أن معاملات الارتباط فى كل عمود وكل صف تندرج من معاملات مرتفعة إلى معاملات منخفضه . ويطلق سبيرمان على هذا التدرج الدرج الهرمى . ولا تظهر عمليا ظاهرة الندرج الهرمى بهذا الوضوح بسبب أخطاء العينة والقياس . ولهذا تحيد الفروق الرباعية قليلا عن الصفر . وعندما تزيد الفروق الرباعية عن الصفر بدرجة لا يمكن تحملها فإن الفرض بوجود عامل عام بين جموعة من الاختبارات يجب إستبعادة ..

	عادة ترتدا	: اطالت بعد ا	مصفوفة الإر	. (1.1
•	عاده مرسبها	بباطات بعد إ	مصعوفة الإر	: (2-1	جدوں ر

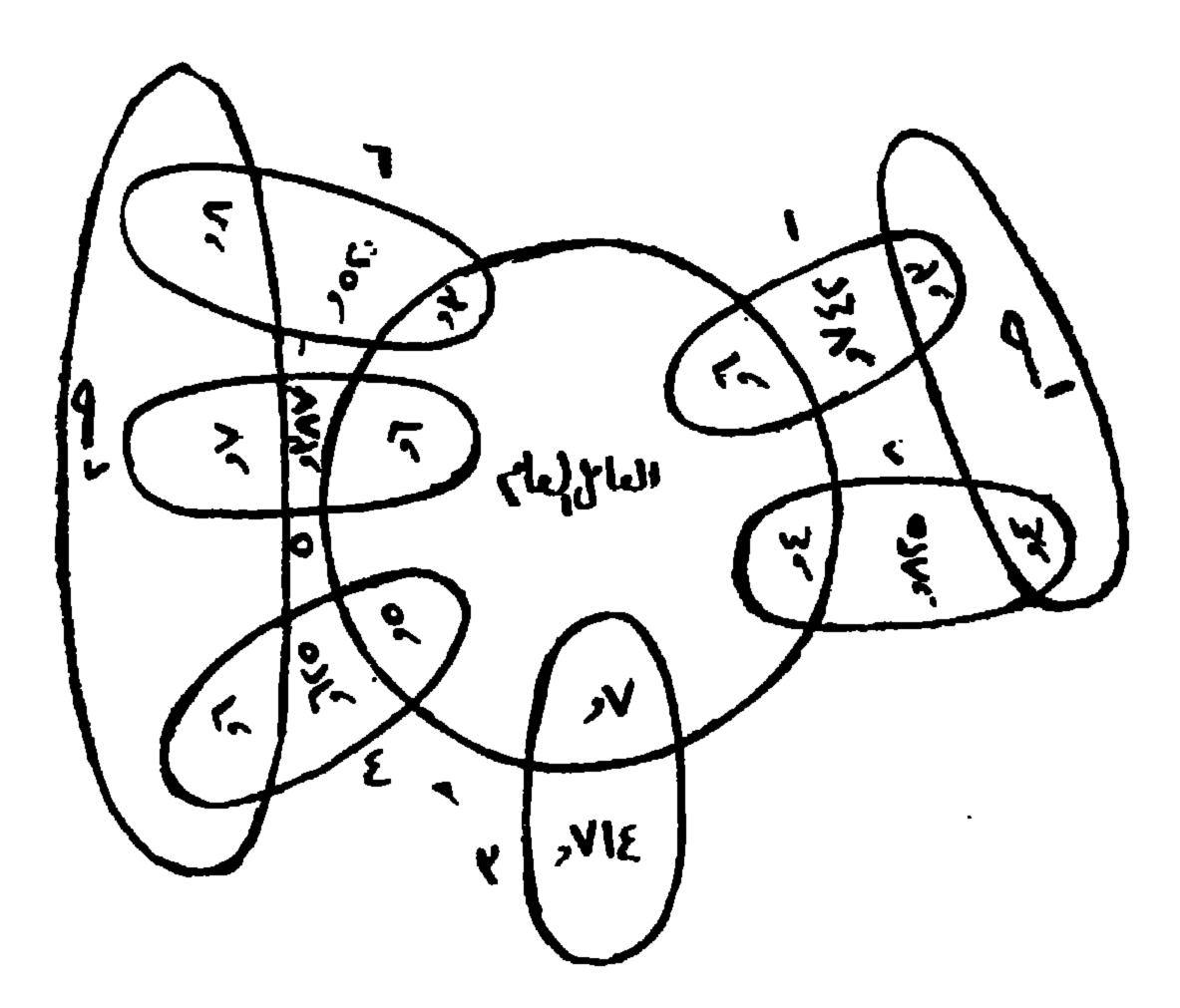
*	1	٦	•	Y	٤	الإختبار
٫۱۸	٥٤٥	٤٥,	٦٣,	۷۲		٤
١٦١	۰٤٠	۶٤۸	۲٥٫		,۷۲	۲
ع۱,	٥٣٥,	,27		,٥٦	٦٢,	0
,17	۰۳۰		, { Y	۸٤,	,01	٦
۱۰۱		۶۳۰	,۳۰	۰۶۰	,{0	1
٠١٠,	٠١,	۱۲	۹۱۶	١٦ڔ	۸۱٫	٣

نظرية العوامل الثنائية لهولزنجر

Helzinger's Bi - FacTor Theory

لاحظ سبيرمان وأتباعه أخير أن تلك الاختبارات التي لا يتحقق فيها محك التناسب والتي سهاها بالمشتنات، يمكن الابقاء عليها في مصفر فة الارتباطات حيث يمكون بين بعض الاختبارات عامل مشترك بالاضافة إلى العامل العام الذي لا يشيع بين كل الاختبارات، وجذا أصبح من غير المناسب الاخذ بفكرة العامل العام الوحيد، بل بجب الأخذ بوجو دعو امل طائفية وهي عو امل تشيع بين مجموعات الاختبارات دون الأخرى، وتقوم نظرية هولزنجر على الإبقاء على العامل العام، مع تأكيدها للعو امل الطائفية. فبعد إستخلاص العامل العام، تبحث طريقة العو امل الثنائية عن تجمعات الإختبارات التي تظهر فيما بينها بواقي إرتباطات ذات دلالة، بينها تظهر إرتباطات صفرية مع بقية الاخييارات الأخرى. ويفترض أن بينها تظهر إرتباطات صفرية مع بقية الاخييارات الأخرى. ويفترض أن

العام والعوامل الطائفية ، يفترض هولزنجر أن كل إختبار يتضمن عاملا خاصا . وتشبه طريقة العوامل الطائفية لبيرت طريقة العوامل الثنائية لهولزنجر . وكذلك تشبه طريقة كيلي طريقة هولزنجر ، إلا أنها تؤكد وجود العوامل الطائفية تأكيداً أكبر مع التقلبل من وجود العامل العام ويفترض كيلي وجود العامل العام والعوامل الطائفية والعوامل الحاصة . ويمكن تمثيل نظرية العوامل الثنائية لهولزنجر كما هو مبين بالشكل (١ – ٢). كما أن الجدول (١ – ٥) يعطى نفس البيانات في صورة جدولية . شكل (– ٢) : ممثل نظرية هولزنجر



وتعطى المعادلة التالية تباين الإختبار ؛ إذا إفترضنا ثباته تماما .

3,+-1,+-1

حيت ع = تشبع الإختبار ؛ بالعامل العام .

حر = تشبع الإختبار ا بالمعامل الطائفي .

خ = تشبع الإختبار 1 بالعامل الحاس. جدول (1 – ه): يمثل نظرية العوامل الثنائية لهولزنجر

ھ،					هامل	ji				デ・
	. ځ	خ.	خ،	۲.	خ	خ،	, >	, >	العاملالعام	7
,50						٧٤٢,		۳و	٦,	1
۲۲					,۷۲0			٤,	۶,	*
۶٤٩				۷۱٤,			-		٧,	٣
,71			۱۲۰				٦٫		ه,	٤
٥٨٥		۲۸۷					٧ر		۶٦	0
۶۲۱ ۸۰, ۷۲,	,04.						۳و		۶۸	٦

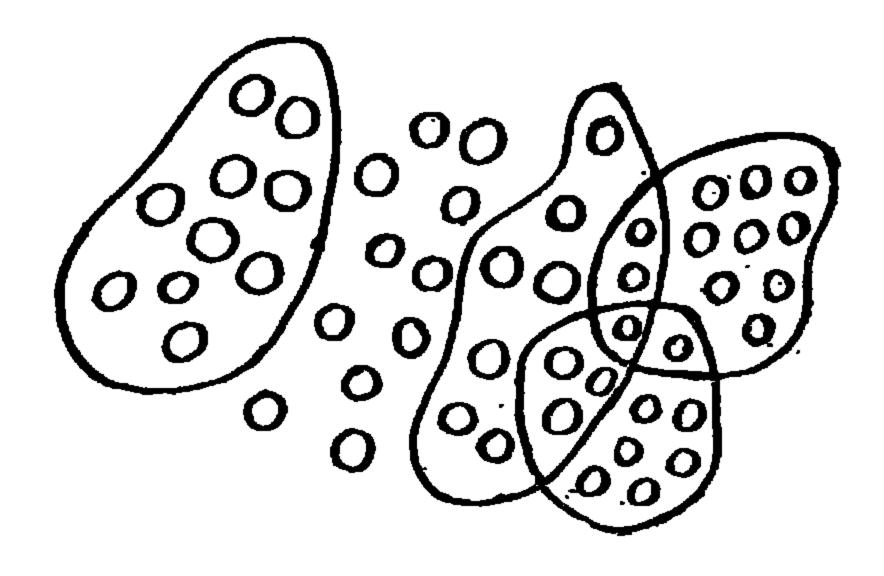
والإرتباط بين أى إختيارين يتحدد بمدى تشبعهما بنفس العوامل. و يمكن حسابه من حاصل ضرب تشبعانهما تبعا للمعادلة التالية :

ورس = عاعی + حراح اس + حراح حراح الله وراح الله وراح الله فعامل الإرتباط بین الاختبارین ۱،۲ من الجدول (۱-ه) یساوی (۲۰×۶۰) + (۲۰×۶۰) أی ۲۳۰ والارتباط بین الاختبارین ۱،۵ یساوی (۲۰×۶۰) + (۲۰×۰) + (۲۰×۰) أی ۲۳۰ وهكذا یساوی (۲۰×۲۰) + (۲۰×۰) ای ۲۳۰ وهكذا یمکن حساب کل الارتباطات بین کل الاختبارات ویوجد فی مثالنا هذا تسعة عوامل واکمن ثلاثة منها فقط ، العامل العام وعاملان طائفیان ، هی التی تحدد معاملات الارتباطات و من بین العوامل الطائفیة التی حددها الباحثون باستخدام طربقة العوامل الثنائیة ، القدرة اللغویة فالقدرة العددیة والانتباه والانتباه والتخیل وعوامل أخری کالمثابرة والارادة والتذبذب

Thomson's Sampling Theory نظرية العينات

يرفض بعض علماء التحليل العاملي الآخذ بالعوامل العامة كالعامل G أو بالعوامل الطائفية ، على أنها تمثل وحدات نفسية . ومن أشهر هؤلاء العلماء طومسون الذي وضع نظرية العينات ، والتي يمكن تمثيلها بالشكل (١ – ٣) .

شكل (١ - ٣) : مثل نطرية العينات



تمثل كل دائرة من الدوائر الصغيرة وحدة قدرة ، ورغم ضيق حدودها فهى تدخل فى أداء أعمال مختلفة . وقد إفترض طومسون وجود عدد كبير من هذه الوحدات . وتبعا لنظرية العينات هذه ، يمكن إعتبار أن أى إختبار محتوى على عدد من هذه الوحدات ، بحيث يحتوى بعضها على عدد كبير منها ، ويحتوى البعض الآخر على عدد قليل منها . وتتوقف درجة الارتباط بين أى إختبارين على عدد وحدات القدرات التي يشتركان فيها . ويعتقد طومسون أن القدرات قد تتحد بطريقة نؤدى إلى إرتباطات تقترب من صورة العامل العام لسبيرمان . ولكنها تختلف عنه فى أنها لاتعدو أن تكون تكنل من وحدات ، وليست عاملا أساسياً بكمن وراء

كل القدرات . وتعتبر العوامل الطائفية أيضا تكتلات لبعض وحدات القدرات . بينها تتكون العوامل الخاصة من وحدات تقتصر فى ظهورها على كل إختبار . لكن النقد الموجه إلى هذه النظرية يأتى حيث يكون الاحتمال ضدّيل في إثبات وجود العناصر التى يفتر ضها طومسون تجريبيا . ولا يمكن إعتبار الارتباط على أساس الاشتراك فى عدد من العناصر . برهانا على أن القدرات المرتبطة تتكون أيضاً من عديد من العناصر . فإذا كونت العناصر المفروضة مركبات ثابتة ، بحيث تعطى وحدات نفسية أكبر ، فإنه بحب الاهتمام بنلك الوحدات الكبيرة (العوامل الطائفية) ، لأنها تمثل شيئا ذا معنى نفسى وبذلك تستحق الاعتراف بوجودها ووصفها وإستخدامها . فالمخ يتكون من عديد من الخلايا العصبية لكن العلم لايهتم إلا بوظيفة عدد كبير من تلك الخلايا متحدة معا .

iظرية العوامل المتعددة Multiple Factor Theory

تةوم هذه النظرية على أساس أن الإرتباطات بين عدد من الاختبارات ترجع إلى وجود عامل أو أكثر ، بحيث لايكون هناك عامل عام تشترك فيه الاختبارات كلها . فثلا يتضمن الاختبار ، العوامل ، ۴ وعامل خاص . ويتضمن الاختبار ب العامل ، ومامل خاص . ويتضمن الاختبار حالمامل ، ٤ وعامل خاص وهكذا . ويلاحظ أن التحليل يؤدى ، إلى ذلك كلما أمكن ، إلى أن يتضمن الاختبار عاملا واحدا مع تشبع ضئيل ، بحيث يمكن إهماله ، بالعوامل الاختبار عاملا واحدا مع تشبع ضئيل ، بحيث العوامل بالتركيب البسيط . وهي تستخدم غالبا في تحليل إختبارات الحانب الانفعالي أو القدرات . ولكنها تكون أكثر ملاءمة لاختبارات الجانب الانفعالي أو الدافعي من الشخصية حيث يندر أن يكون هناك عامل عام يمر بكل الاختبارات .

ومن الجدير بالذكر أن طريقة العاملين لسبيرومان ، والعوامل الثنائية-

لهولونجر ، والعوامل المتعددة للرستون ، تشترك جميعها فى خاصية و احدة هى أن العامل الأول دواء سمى بالعامل العام أو العامل المركزى فإنه يكون مشبعا بما تنضمنه طبيعة إختبارات البطارية التي تخضعها المتحليل . فإذا تكونت البطارية أساسا من إختبارات عددية فإن العامل الأول سيقع قريبا من الإختبارات العددية . وإذا أضيف عدد من إختبارات الذاكرة وأعيد التحليل ، فإن العامل الأول سيتحرك نحو إختبارات الذاكرة . وعلى ذلك فإن الوصف العامل الأول سيتحرك نحو إختبارات الذاكرة . على الإختبارات الأخرى التي تتضمنها بطارية الإختبارات وبالإضافة الى ذلك فإن تشبع الإختبارات بالعامل الأول تظهر إتفاقا من طريقة إلى أخرى . فقد وجد ودرو Woodrow باستخدام بطارية كبيرة أن هناك أخرى . فقد وجد ودرو Woodrow باستخدام بطارية كبيرة أن هناك بطريقة ثرستون ، وتشبعات العامل العام بطريقة هولزنجر عند تحليل نفس الميانات . كما وجد أن العامل العام باستخدام طريقة الموامل الثنائية يشبه الميانات . كما وجد أن العامل العام باستخدام طريقة الموامل الثنائية يشبه دامًا ذلك العامل العام باستخدام الرباعي لسبيرمان .

وعلى الرغم من أن طرق التحليل تؤدى إلى قيم متشابهة لتشبعات العامل الأول ، فإن تفسير العامل الأول يختلف من طريقة إلى أخرى . حيث يفسر كل من سبير مان وهولزنجز العامل الأول بالقدرة العقلية العامة . ويفسره هو تيلنج وكيلى فى ضوء طبيعة الاختبار أو الاختبارات التى تظهر أكبر تشبعاته . ويقرر ثرستون بأنه خليط من كل شىء مما تنضمنه بطارية الاختبارات وأنه ليس ذى دلالة نفسية إلا بعد تدوير المحاور ، مما يؤيده ألكسندر Guilford ، وجاريت Garrett ، وجيلفور د Guilford .

ونجد فى طريقة كل من سبيرمان وهو لزنجر أن العوامل الآخرى غير العامل العامل الماء الماء الماء على على العامل العام لهاتشبعات بعدد قليل مل الاختيارات ويمكن تفسير هذه العوامل مباشرة بينها نجد فى طريقة ثرستون أن العامل الثانى وما يليه من

عوامل يكون لها تشبعات موجبة لبعض الاختبارات وتشبعات سالبة للبعض الآخر . ويعتبر ثرستون أن هذه العوامل ،كالعامل الأول ، ليس لها دلالة إلا بعد تدويرها تدويراً صحيحاً .

ولا تختلف الطرق المتعددة للتحليل العاملي في كيفية أداء عملية التحليل ولكن تختلف فيها تحدده لنفسها من نتائج. ومهتم معظم علماء التحليل العاملي بايجاد عوامل مشتركة بين عدد من الاختيارات. ولماكان هناك إهتهام بالعوامل المشتركة، فإن العوامل الحاصة تستبعد باستخدام الاشتراكيات . والعوامل المشتركة الارتباطات. وحيث أن ثبات الاختبار يتوقف على العوامل الخاصة والمشتركة فإن ثبات وحيث أن ثبات الاختبار يتوقف على العوامل الخاصة والمشتركة إلى الاختبار يكون أكبر من إشتراكيتة . وتؤدى طرق العوامل المشتركة إلى إعادة حساب معاملات الارتباطات بين الاختبارات بدرجة أفضل ماتؤدى النه إعادة حساب الدرجات الخام الفرد . لأنها تقوم على إستبعاد العوامل الخاصة . بينها تؤدى طريقة هو تيلنج وغيرها ما يقوم على أساس تحليل الحامل العام والحاص ، إلى إعادة حساب معاملات كل التباين أى تباين العامل العام والحاص ، إلى إعادة حساب معاملات الارتباطات بدرجة أقل دقة ، وحساب الدرجات الأصلية بدرجة أفضل . وجدير بالذكر أن أى طريقة من طرق التحليل يمكن أن تستخدم في تحليل تباين العامل المشترك أو التباين الدكلى .

ونريد أن نؤكد هنا أن النتائج التى نحصل عليها فى دراسة التحليل العاملى تحددها طريقة التحليل العاملى إلى حدما . فتبدأكل طريقة بأهداف معينة كالعامل العام لسبير مان أو التركيب البسيط لشرستون . ولاتحدد هذه الأهداف فقط ماقد نتوصل إليه ولكنها تـتبعد مايو جد من نتائج معينة فلم يحاول سبير مان مطلقا الوصول إلى التركيب البسيط لآى بطارية إختيارات . ومع هذا فإن للبيانات أيضاقيمتها فى تحديد مايهدف إليه الباحث ومن الامثلة الواضحة على ذلك ، أنه إذا كانت كل معاملات الارتباط

ذات قيم صفرية لما تمكن سبيرمان من إستخلاص العامل العام ، ولما توصل ثرستون إلى التركيب البسيط لأنه يمكن اله صول إلى العامل العام أو التركيب البسيط فقط ، عندما تسمح البيانات بذلك .

وهناك عدة محكات يمكن على ضوئها مقارنة الطرق المختلفة ، نتناولها فها يلى :

ر الدقة في إعادة حساب جدول الارتباطات الأصلى. ومن الملاحظ أن كل طرق التحليل العاملي يتحقق فيها هذا المحك بدرجة لا بأس بها . وقد بين ميككلوى Mccloy وميثناى Methney وكنوت Knoti، وأيضاطو مسون أن طريقة ثرستون تفوق إلى حدما طريقة هو تيلنج وكيلي في هذا الشأن.

٧ — عدم إرتباط العوامل . فالعوامل التى نستلخصها بطريقة كل من سبير مان وهولزنجر وهو تيلنج وكبلى لاتر تبط فيها بينها بينها بينها ترتبط العوامل التى نستخلصها بطريقة كل من شرستون وتريون Tryon . ويعتبر عدم إرتباط العوامل في طريقة كل من سبير مان و هولزنجر و هو تيانح وكبلى ميزة لها وكل من هذه الطرق تؤكد أن الارتباطات بين العوامل بجب أن تكون صفرية . بينما تقوم طريقة ثرستون وتريون على تحقبق العوامل المرتبطة أو العوامل المنفصلة تبعاً لما يوصل إلى الحل الاكثر دلالة والاكثر دقة . وتعتبر هذه المرونة في طريقة كل من شرستون وتريون ميزة لهما .

٣ -- سهولة العمليات. الحسابية ويعتبر هذا المحكذو قيمة عملية، رغم عدم أهميته من الناحية النطرية ، لأن طريقة كل من ثرستون وهو تيلنج تحتاج إلى جهدكبير في عمليانها الحسابية.

عدد العوامل التي تستخلصها ظريقة التحليل . فطريقة هولرنجر تؤدى إلى عدد من العوامل يزيد عن عدد العوامل التي نستخاصها بطريقة ثرستون بمقدار العامل العام . ويؤدى التحليل العاملي بطريقة هو تيلنج

إلى إستخلاص عدد من العوامل بقدر ماهناك من اختبارات . ولانقارن معظم هذه العوامل بالعوامل التي نستخلصها بطريقة كل من هولزنجر . وثرستون لانها عوامل خاصة . ولايختلف كثيرا عدد العوامل المشتركة الهامة التي نستخلصها بطريقة هو تيلنج عن العوامل التي نستخلصها بطريقة هولزنجر وثرستون .

٥ — عدد العوامل التى يتضمنها كل إختبار . تؤدى طريقة كل من سبير مانوهولزنجر عادة إلى وصف للاختبار من حيث العوامل التى يحتويها، فهى بذلك أكثر بساطه مما تؤدى إليه طريقة ثرستون ، بينها تعطى طريقة هو تيلنج صورة أكثر تعقيداً .

٣ — ملامة التمثيل الهندسى ، أى هل تقع موجهات العوامل قريبا من تجمعات الإختيارات التى تتشبع بها تشبعا عاليا ؟ فإذا كانت كل الإختيارات بسيطة فى تركيبها العاملي بدرجة كبيرة، فإن كل الطرق ماعدا طريقة هو تيلنج تحقق هذا المحك . وإذا كان هناك إختبارات أكثر تعقيدا فإن طريقة كل من سبيرمان وهولزنجر تحققه عادة .

بات تشيعات العوامل عند تحليل الإختبار كجزء من بطارية جديدة ، ولقد وضع ثرسنون طريقة الإدارة إلى التركيب البسيط لتحقيق هذا المحك بينها لاتعطى طريقة كل من سبير مان وهولزنجر نتيجة مرضية في هذا الشأن .

٨ – سهولة تفسير العوامل. يسهل تفسير كل من عوامل ثرستون الأولية وعوامل هولزنجر الطائفية بينها يصعب تفسير العامل العام فى طريقة سبيرمان. كا تمثل العوامل فى طريقة هو تيلنج صعوبة كبيرة.

والخلاصة أن المكونات الأساسية التى نستخلصها بطريقة هو تيلنج يصعب تفسيرها كما أنها لاتكون ثابتة حيث يقرر كيرتون Cureton أن يصعب تفسيرها كما أنها لاتكون ثابتة حيث يقرر كيرتون التحليل العامل)

أن المكونات الآساسية تكون دائما عديمة المعنى إذا ما أردنا تفسيرها، حيث تختلط العوامل الحاصة والعوامل المشتركة معاوتتوزع بين المكونات العديدة . وبالإضافة إلى ذلك فإننا إذا أضفنا إختبارا جديدا إلى بطارية الإختيارات ، حتى ولوكان هذا الإختبار يشبه تماما في محتوياته إختبارات البطارية الآخرى ، فإن المكونات الأساسية تتغير بأكملها . ويقرركل من هولزنجر وثرستون وتيلور Talyor أن العوامل التي نستخلصها بطريقة هو تيلنج ، يمكن أن تكون أكثر دلالة باستخدام الإشتراكيات بدلا من ثوابت الإختيارات ، وبإدارة المكونات بالطريقة التي يتبعها ثرستون .

أما فيما يتعلق بطريقة كل من سبيرمان وثرستون في التحليل فهناك جدال حول قيمة كل منها . ويقوم الفرق الأساس بينهما على تأكيد وجود العامل العام أوعدم وجوده . ويقررهولزنجر وسونفورد Swinford في هذا الصدد ، أن كل أنواع الإختبارات الفعلية ترتبط فيها بينها إرتباطا موجبا فيها عدا القليل منها . وأبسط تفسير لهذه الارتباطات المشتركة هو أنها ترجع إلى عامل عام . ولكن ثرستون يرى أن تشبعات العامل العام في تحليل سبيرمان وهولزنجر ، ليست أكثر ثباتا من تشبعات عامله المركزى الأول غير المدار ولكن سبيرمان يقرر أنه لكى يصل الباحث إلى العامل العام غير المدار ولكن سبيرمان يقرر أنه لكى يصل الباحث إلى العامل العام بطويقة قالنابت ، يجب عليه أن يستخدم بجموعة من الإختبارات التي يختارها بطريقة عشو اثبة إذ أن الابتعاد عن العشو اثبة سيؤثر على طبيعة العامل العام .

ويوجه سبير مان النقد الشديد لثرستون ، حيث يقرر أن إدارة المحاور حتى نحصل على أقصى عدد من التشبعات الصفرية ، ينتج عنه تقسيم العامل العام ع بين عدد من العوامل الصغيرة عديمة الدلالة . ويؤكد بيرت ماذهب إليه سبير مان من نقد الثرستون ، ولكن يذهب طومسون إلى أن نقد

سبير مان يتسم بالسطحية ، ويسهل الاجابة عليه ، وأن هناك أدلة تجريبية تؤكد رفضه ، ويشير ثرستون في هذا الصدد إلى أن إدارة المحاور توصل إلى نفس العوامل بتحليل نفس الاختبارات في بطاريات مختلفة ، وتؤكد دراسات كل من جيلفورد وكوكس Cox ما يقرره ثرستون ، حيث يبين أنه يمكن الحصول على نفس العوامل ذات الدلالة عن طريق إدارة المحاور إلى التركيب البسيط .

وبينما يفترض فى طريقة كل منسبير مان وهو لزنجر وجود عامل عام، حيث يكشف عنه التحليل، فإن طريقة ثرستون لا تتطلب وجود هذا العامل العام ، ولكنها تكشف عن عوامل طائفية ترتبط فيها بينها . ولقد زاد الاقبال على طريقة ثرستون فى التحليل أكثر من أى طريقة أخرى لما تتميز به من مرونة كبيرة وعوامل أكثر ثباتا . ويقرر جاربت وجيلفورد وتيلور ، وميككلوى وميثناى وكنوت وآخرون أن طريقة ثرستون المركزية عند تدويرها تدويرا صحيحة تكون أقوى طرق التحليل العاملي الماملية .

الفروض الأسأسية في التحليل العاملي :

تنفق كل طرق التحليل العاملي على فروض أساسية نتناولها فيما يلي :

الفرض الأول: توجد هناك عوامل مشتركة تكمن وراء بطارية المتغيرات المرتبطة ويمكن تمثيل درجات الفرد باستخدام هذه العوامل المرجعية ونتوقع عادة أن تكون العوامل المرجعية أقل عددا من الاختبارات المستخدمة .

ويقسم التباين الكلى للمتغير إلى ثلاث أنواع:

(أ)التباين المشترك Common Variance: النسبة من التباين الثابت الثابت الثابت الثابت الأخرى.

(س) التباين الحاص Specific Variane: النسبة من التباين الثابت الى لا ترتبط بأى متغير آخر .

(ح) تباين الحطأ Error Variance: التباين الذي يتوقف على الصدفة تتيجة لأخطأ العينة والقياس والظروف غير المقننة للإختبار والتغيرات الفسيولوجية وغيرها من المؤثرات التي تؤدي إلى عدم الثبات.

ويكون التباين المشترك والخاص معاً التباين الثابت Reliable Varience ويعرف عادة بمعامل الثبات. ويفترض أن تباين الخطألا يرتبط بالتباين الثابت.

ويهدف التحليل العاملي إلى تحليل التباين المشترك لتحديد عدد ونوع التباينات المشتركة التي تؤدى إلى إر تباطات المتغيرات . ويمكن تمثيل التباين المكلى للمتغير ا بالمعادلة التالية .

و بقسمة طرفى المعادلة على ٢٥٠

$$\frac{1}{r_{1}} + \frac{1}{c} + \frac{1}{c} + \frac{1}{c} + \frac{1}{c} + \cdots + \frac{1}{c} + \frac{1}{c$$

التباين الخاص تباين الخطآ

التباينات المشتركة

وتعرف قيم الجذر التربيعي للتباينات المشتركة (ت, إلى ت, ان بتشبعات العوامل، وتمثل مقدار إرتباط الإختبار ١ بكل عامل بالنسبة ظلعوامل المستقلة . وتمثل هـنه المعادلة فرض النجمع بالاضافة additive assumption في التحليل العاملي . ويعني ذلك الفرض أن التباين السكلي للإختبار يساوي مجموع مكونات تبايناته . ويناسب هذا الفرض التجميعي المرحلة الحالية من دقة القياسات النفسية . وتتطلب الدقة بعد ذلك إستخدام النسب أو حاصل الضرب أوأى أنواع أخرى أكثر تعقيداً من تجمعات العوامل . ويمكن إستنتاج بعض العلاقات والتعريفات من المعادلة السابقة .

إشتراكية الاختبار: تعرف إشتراكية الاختبار بأنها بحموع تبايناته المشتركة المستقلة و رمز لها بالرمز هـ ٢.

وبمكن تمثيل التباس الكلى للمتغير ا بالمعادلة التالية :

وحيث أننا قد ذكرنا أن تبان الإختبار يساوى مجمرع تبايناته المشتركة والخاصة فيمكن تمثيله بالمعادلة التالية .

وإشتراكية المتغير أقل من ثباته إلا فى حالات محدودة حيث يكون التباين الخاص مساويا للصفر . ويمكن من المعادلة السابقة إشتقاق علاقات أخرى كما يلى .

$$a^{7}_{1} = c_{11} - c_{11}^{7}_{11}$$

$$c^{7}_{1} = c_{11} - c_{11}^{7}_{11}$$

إنفرادية الاختبار Uniqueness of the test : تلك النسبة من التباين النكلى النسبة من التباين الكلى التي لا يشترك فيها أى متغير آخر ويرمز لها بالرمز ف٢.

الفرض الثانى : ويقوم الفرض الثانى فى التحليل العاملى على أن معامل الارتباط بين متغيرين ١ ، ٠ ، يرجع إلى طبيعة تشبعهما بالعوامل المشتركة ومدى هذا التشبع . ويمكن تمثيل هذا الفرض بالنسبة للعوامل المتعامدة بالمعادلة التالية :

وباستخدام المعادلة السابقة يمكن توضيح عددا من العلاقات الهامة بين الاختبارات. تبين المصفوفة المبينة بالجدول (١ – ٦) تشبعات ثلاث إختبارات ومحك بأربعة عوامل.

جدول (۱ – ۲): مصفوفة تشبعات ثلاثة إختبارات ومحك بأربعة عوامل.

117	*خ	ر ا	٤	٣	Y	1	المغير
۲۸.	,12	,۷٤	٣,	٤:	•	,V	•
.00	٠١٠,	,۷٤ ,٤٠	,۲	•	٦,	•	۲
,90	1	,۹۰]	.0	٦,	ъ	٣
		,٧٠	•	۶٦,	,0	۲,	٤

يمكن حساب الارتباط بين الاختبارين ١، ٢كا يلي:

(0, 0) = (0, 0) + (0, 0) + (0, 0) + (0, 0) = 0

ويتضح بهذا أن الإرتباط بين الاختبارين ١، ٢ يرجع إلى تشبعهما المشترك بالعامل الرابع فقط. ومعامل الارتباط بين الاختبارين ١، ٣يساوى :

ره = (٧و) (٨و) + (٠) (١و) + (٤و) (٥٠) + (٣و) (٠) = ٨٦و.
و يرجع الارتباط بين هذين الاختبارين إلى تشبعهما المشترك بالعامل ، إلى حد كبير وبدرجة أقل إلى تشبعهما بالعامل ٣.

وياوى الإرتباط بين الاختبار ١ والمحك س (٧,) (٣و) + (٠). (٥) + (٤;) (٦,) + (٣و) + (٥) = ٤٥, ٠ ويعرف هذا الارتباط بمعامل صدق الاختبار ١ ويلاحظ أن صدق الاختبار ١ بالنسبة للمحك يرجع إلى تباين العامل ٣ المشترك مع متغير المحك .

ومعاملات صدق الاختبارين ٢ ، ٣ هي :

وبتضح من معادلات إستخراج معاملات صدق الاختبارات بعض الاسباب التي يرجع إليها صدقها وما يجب إنخاذه لزيادة صدق الاختبارات أو بطارية الاختبارات و بجب لتحقيق أفصى حد من الصدق أن يتضمن الاختبار كل العوامل الموجودة في المحك بتشبعات بنفس الاشارة . وكلما زاد التشبع كلما زاد صدق الاختبار ، وإذا تضمن المحك تباينا خاصاً بدرجة من الوضوح فإنه يجب البحث عن إختبارات ترتبط بالتباين الخاص وبالتالي تحوله إلى تباين مشترك .

الأسر الرياضية للتحليل العياملي

تقوم العمليات الرياضية فى التحليل العاملي على نظرية المصفوفات التى نوضح أساسياتها فيما يلى :

تعرف المصفوفة بأنها ترتيب الأرقام فى جدول بغض النظر عما تمثله هذه الأرقام . ويمكن إعتبار جدول معاملات الارتباط بمثابة مصفوفة . وليس للصفوفة كمكل قيمة خاصة تتميز بها . وتكتب عادة داخل خطين مردوجين . والجدول (۲ - ۱) يبين مصفوفة مربعة ٤ × ٤ .

جدول (۲ – ۱) : المصفوفة ع × ع

ويحدد كل عنصر فى المصفو فة بتحديد الصف الذي يوجد فية المتغير أولا ثم العمود . وعلى ذلك فالرمز مم يمثل الرقم الموجود فى الحلية التى تمثل تقاطع الصف الثالث مع العمود الثانى . و من السهولة أن نرمز إلى المصفوفة كلها بحرف من الحروف ، ولذلك رمزنا للصفوفة في الجدول (٢-١) بالرمزم . ويقال أن ترتيب المصفوفة التى تشكون من الصفوف وح من الاعدة

يساوى س × ح . وترتيب المصفوفة المربعة يساوى ح × ح . ويمكن أن نعتبر أن ترتيب المصفوفة المربعة هو ح حيث عدد الصفوف يساوى عدد الاعمدة .

المصفوفة المحورة Transpose a matrix : تعتبر المصفوفة المحورة بمثابة مصفوفة ثانية بحيث تصبح صفوف الأولى أعمدة فى الثانية ويمكن الإشارة إلى المصفوفة المحورة بإضافة شرطة إلى الحرف الذى يدل على المصفوفة وفق في في المصفوفة المحورة بالرمز مـ ، فإننا نرمز إلى المصفوفة بالرمز مـ ، فإننا نرمز إلى المصفوفة بالحورة بالرمز مـ ، ويوضح الجدول (٢ ـ ٢) شكل المصفوفة المحورة مـ ، النسبه للمصفوفة الأصلية مـ .

جدول (٢ – ٢): المصفوفة المحور مـ' والمصفوفة الأصلية مـ'.

									۲		•
ĝ		_		•	. 1			۰,	۲;	۰۳	١
		0 {	۲	۲				۶۳	٦,	; V	۲
		٦, ٦,			۶۳			,٩	,£ ,A	,0	٣
		; * : \		٦,		۲		,٦	۸,	,١	٤
į	, Λ	٤ ,٦	٠,٩	۲,	;0	۲	1	. \$	۳,	٠,٩	٥
								۸,	, ۳	٦,	٦

درجة المصفوفة الإرتباطات درجة مصفوفة الإرتباطات . وتهدف هي عدد المتغيرات المرجعية المطلوبة لنوضيح الإرتباطات . وتهدف العمليات الرياضية للتحليل العاملي إلى إختبار درجات المصفوفات .

بعض أنواع المصفوفات الشائعة

(١) المصفوفة المربعة Square Matrix : المصفوفة المربعة هي المصفوفة المربعة المربعة المصفوفة التي يتساوى فيها عدد الصفوف وعدد الأعمدة .

(ب) المصفوفة المتماثلة Symmetric Matrix : وهي مصفوفة مربعة مع تساوى القيم في المواضع المتشابهة على جانبي الخط القطرى الرئيسي والذي عتسد من أعلى الطرف الأيمن إلى أسفل الطرف الأيسر ويتضمن أبه ، ابه ، المناف فقه .

وعلى ذلك فالمصفوفة التالية مضفوفة متهاثلة .

وتتساوى المصفوفة المتماثلة مع المصفوفة المحورة إذا تساوت عناصرها

المتقابلة ، ويعتبر عادة جدول الإرتباطات مصفوفة متماثلة فى حالة خلو الخلايا القطزية الرئيسية من الأرقام

ح ـ المصفوفة القطرية Diagonal Matrix : المصفوفة القطرية هي التي تزيد قيم خلاياها القطرية عن الصفر بينها تكون بقية القيم الآخرى مساوية للصفر.

	•	•	1,,
مصفوفة قطرية	•	***	•
	77	•	.

(د) المصفوفة المتطابقة Identity Matrix هي المصفوفة التي تساوي قيم خلاياها القطرية الرئيسية الوحدة ببنها تساوي القيم الآخرى الصفر. ويرمز لها بالرمز من

ضرب المصفوفات: يمكن إيجاد حاصل ضرب المصفوفات، ولكن قواعد الضرب تكون أكثر تعقيدا من الضرب الحسابي، فهو يختلف عن الضرب الحسابي في الترتيب الذي تتم فيه عملية الضرب. فلا يساوي حاصل ضرب المصفوفتين ا × ب حاصل ضرب المصفوفتين ب × ا . فني الحالة الأولى، يوصف ضرب المصفوفة ا بأنه ضرب بعدى Post—multiplied في المحفوفة ا بأنه ضرب بعدى الحالة الثانية بأنه ضرب المصفوفة ا في الحالة الثانية بأنه ضرب المصفوفة ا قيل الحالة الثانية بأنه ضرب المصفوفة ا قيل الحالة الثانية بأنه ضرب المصفوفة ا

ضربا بعديا فى المصفوفة ب ، يجب أن يساوى عدد الأعمدة فى المصفوفة ا عدد الصفوف فى المصفوفه ب ، والقاعدة الرئيسية فى ضرب المصفوفات هى عملية ضرب الصف فى العمودكما يتضح من الأمثلة التالية .

٣	*	1	
,07	,۱۱	,22	١
:44	,47	,٦٠	۲
۸۲,	,48	,07	٣
,44	,44	, ٤٩	٤

>

بتضح من هذين المثالين أن كل قيمة من قيم المصفوفة الناتجة هي حاصل جمع عمليتي ضرب. وإذا إحتو تالمصفوفة اعلى ثلاث أعمدة والمصفوفة ب على ثلاث صفوف فإن كل قيمة من قيم خلايا المصفوفه الناتجة من عملية الضرب تسكون من حاصل جمع ثلاث عمليات ضرب وهكذا. وتشكون المصفوفة الناتجه من عدد من الصفوف يساوى صفوف المصفوفة الأولى، وعدد من الأعمدة يساوى أعمدة المصفوفة الثانية. وإذا ضربت مصفوفة رتبتها ك × ن في مصفوفة رتبتها ن × م فإن رتبة المصفوفة الناتجة تكون ك × م.

المصفوفة المقلوبة Inverse Matrix : وبالإضافة إلى ضرب المصفوفات ، يمكن تناولها بطريقة تشبه عملية القسمة ، ولما كان ضرب أى رقم فى مقلوبه يساوى الوحدة فى العمليات الحسابيه ، لذلك فإن ضرب المصفوفه الجبرية فى مقلوبها يؤدى الى مصفوفه متطابقه . وتوضح المعادلات التالية هذه العلاقات .

فيه من طرف المعادلة إلى الطرف الآخر ، فإنه يظهر فى صورة مقلوبة فى الطرف الذى نقل المبدوب فيها ، الطرف الذى نقل البه . وبالمثل فإنه عند نقل المصفوفة المضروب فيها ، فإنها تظهر فى صورة مقلوبة فى الطرف الآخر من المعادلة .

وكما أن عمليه ضرب المصفوفه أكثر تعقيداً من الضرب الحسابي، فإن الحصول على المصفوفة المقلوبه يعتبر عملية أكثر تعقيداً من القسمة وحيث أنه يلزم الحصول على مقلوب المصفوفة في عدد من مشاكل التحليل العاملي، لذلك سنتناول احدى طرق قلب المصفوفة ، وتقوم هذه الطريقة على الاسس التالية :

١ - توجد هناك عمليات معينه يمكن اجراؤها على المصفوفه مـ
 حيث يمكن بواسطتها اختصار المصفوفة الى المصفوفة المتطابقه .

۲ تطبیق هذه العملیات بنفس التر تیب علی صفو ف المصفو فه المنطابقه
 یؤ دی الی مــــ۱ أی مقلوب المصفو فه مـ .

وتوضيح الخطوات التالية طريقة حساب مقلوب المصفوفة م.

١ – نقسم كل رقم فى الصف الأول من المصفوفة مـ على القيمة الموجودة فى الحلية القطرية لهذا الصف (٢,) ونقسم أيضاً الارقام فى الصف الأول من المصفوفة مـن على نفس القيمة (٢) . وبهذا نحصل على القيم المبينة فى المفصوفتين .

•	•	٥,	٣,٥	۲,	١,
•	١,٠	•	,0	,١	٦,
1,.	•	•	۶۳	; A ;	,,,

٧ — بعد أن نحصل على القيمة , i فى أعلى العمود الأول من اليمين فى المصفوفة ، فإننا نقوم بتحويل بقية القيم فى العمود إلى أصفار ، حتى نحصل على صورة المصفوفة المتطابقة . ويمكن إجراء هذه العملية على الصف الثانى بطرح ٦, من كل قيمة فى الصف الأول من القيمة المقابلة لها فى الصف الثانى . فإذا كانت قيم الصف الأول ، ٢,٠٠٠، ، من فإذا كانت قيم الصف الأول ، ٢,٠٠٠، ، ثم نطرح هذه القيم تر من كل قيمة ، فنحصل على القيم ٦, ، ١,٠٠٠ ، ثم نطرح هذه القيم تم الصف الثانى المقابلة وهى ٦, ، ١,٠٠٠ ، ثم نطرح هذه القيم قيم الصف الثانى المقابلة وهى ٦, ، ١,٠٠٠ ، فنحصل على ٥٠ — ١,١٠١ - ١٠٠٠ . وبهذا نحصل على المصفوفتين التاليتين .

٣ – ولكى نحصل على قيمة صفرية فى العمود ١ فى الصف ٣، فإننا نطرح ٣ر من كل قيمة فى الصف الآول من القيمة المقابلة لها فى الصف ٣٠ من كل هثلا الصف الأول هى ١٠٥، ٢٠٠، ٣٠٦. نوجد ما مقداره ٣، من كل قيمة ، فنحصل على القيم ٣، ، ٣، ، ٥٠، ، ثم نطرح هذه القيم من قيم الصف الثالث المقابلة ٣، ، ٨، ، ٣، فنحصل على القيم ، ٧، ، – ٥٧٠.

ثم نكرر نفس العملية فى المصفوفة اليسرى وبهذا نحصل على المصفوفتين التاليتين :

وبالنسبة للمصفوفة التى تنكون من أكثر من ثلاثة صفوف ، نتبع نفس العملية حتى تصبح كل قيم العمود الأول أسفل الصف الأول قبها صفرية . وجدير بالذكر أنه بينها تجرى العمليات على الصفوف فإن الأعمدة هى التحتصر إلى صورة المصفوفة المتطابقة .

خصم كل رقم فى الصف الثانى من المصفوفة اليمنى على القيمة الموجودة فى الخلية القطرية من الصف الثانى (-1,1)، فنحصل على ١٠٠٠ فى هذه الخلية ، ونقسم كل رقم فى الصف الثانى من المصفوفة اليسرى غلى نفس القيمة (-1,1) فنحصل على المصفوفةين التاليدين :

· 1,47 ,87-		٦,	•	١,٠
· ,41- Y,VY		1,20	١,٠	•
1,-,11 7,-0-	11	۱,• ٤-	•	

ويتضع الآن أننا قد إختصرنا العمودين الأول والثانى من المصفوفة الى مورة المصفوفة المتطابقة .

٦ - نقسم كل قيمة فى الصف الثالث فى كلى المصفوفةين على القيمة الموجودة فى الحلية القطرية للصف الثالث فى المصفوفة اليمنى (١٠٠٤).
 ويلاحظ أننا نبدأ بإختصار العمود بتغير قيمة خليته إلى ١٠٠٠ وبهذا نحصل على المصفوفتين التاليتين.

٧ -- نغير القيمة الأولى والثانية من العمود الثالث من المصفوفة الى في صفرية وذلك بأن نوجد ما مقداره ٦ من كل قيمة من قيم الصف الثالث فنحصل على القيم ، ، ، ، ٦ و ، ثيم نظرح هذه القيم من القيم المقابلة في الصف الأول فتنتج القيم ووا ، ، ، ، ثيم نضاعف قيم الصف الثالث بمقدار ١,٤٥ من المرات فنحصل على القيم ، ، ، ، ، ، بحرى نفس العمليات. على صفوف المصفوفة اليسرى ، وبهذا نحصل على المصفوفةين التاليتين .

مــت

ومن ثم يتبين لناأن المصفوفة اليمنى قد أختصرت إلى المصفوفة المتطابقة . وأصبحت المصفوفة البسرى بذلك هي مد أى مقلوب مد وللتأكد من صحة العمليات الحسابية نوجد حاصل ضرب مد في مر أ ، فإذا حصلنا على المصفوفة المتطابقة كان هذا دليل على صحتها . ونتبع في عمليات الضرب قو اعد ضرب المصفوفات السابق ذكرها .

ويمكن الجصول على مقلوب المصفوفات الكبيرة بنفس العمليات السابقة .

التمتيل المندسي لمعامل الارتباط:

إذا كأن هناك إختبار ان يرتبطان فيا بينهما، وكان يمثل كل إختبار موجه "' فيمكن توضيح الإرتباط بين الاختبارين بحاصل ضرب طول الموجبين في جتا الزاوية المحصورة بينهما (٥) ، كما هو مبين بالمعادلة التالية.

ر ہے و ، و ، جتا ھ

⁽١) يعرف الموجه بأنه الخط المستقيم الذي يبدأمن نقطة معينة بطول.معين وفي إتجاء محدد.

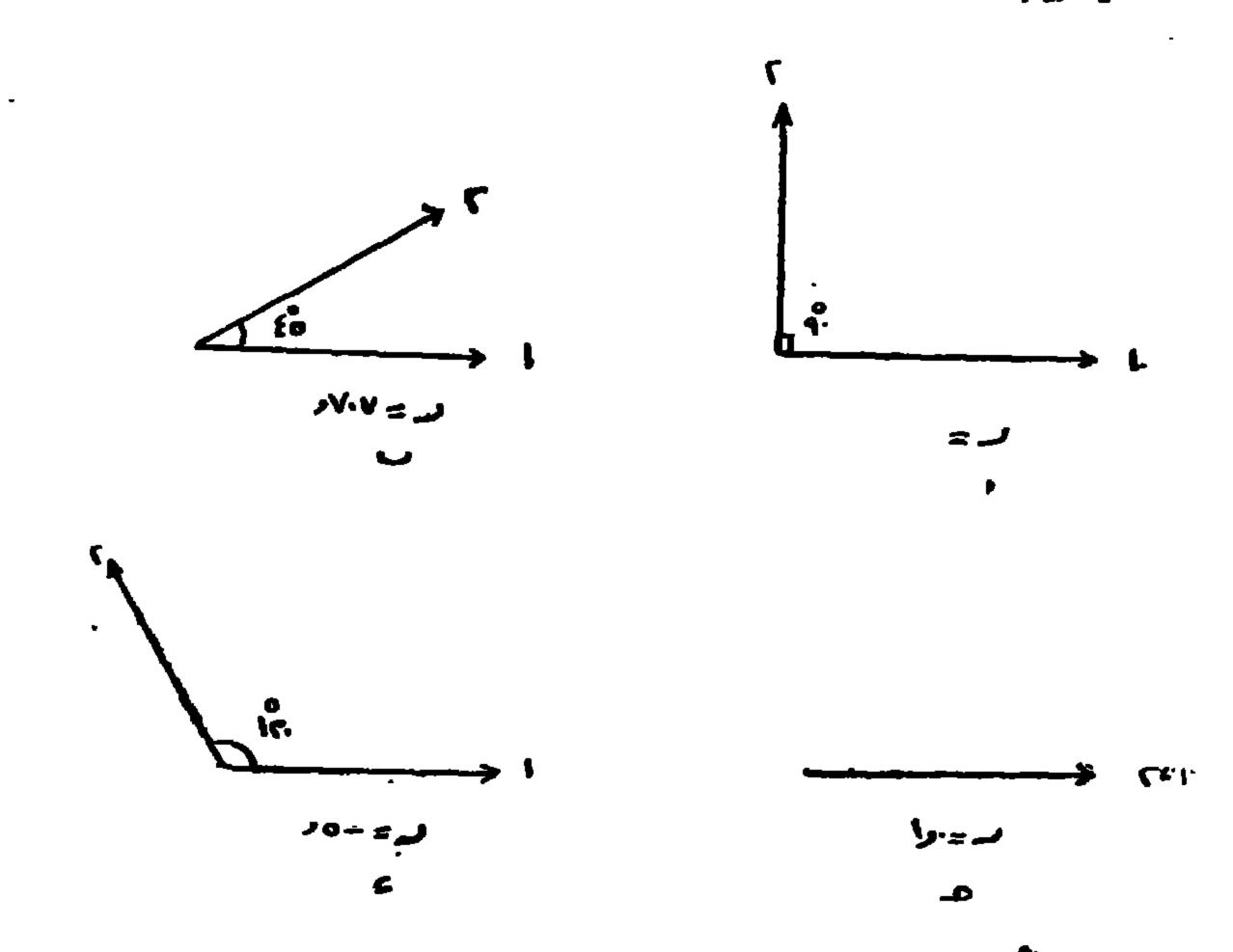
حيث رب = معامل الارتباط بين الإختبار ١ والإختبار ٢.

و = موجه الأختبار ١

و = موجه الاختبار ٢

. الزاوية بين الموجهين و

وإذا كان طول الموجه يساوى الوحدة ، فإن معامل الارتباط يساوى جتا الزاوية بينهما .



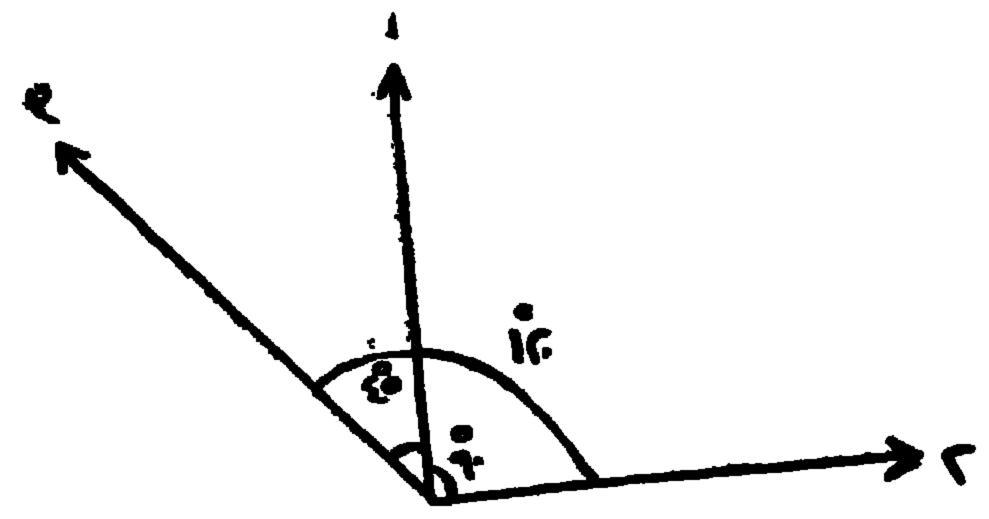
توضح الآشكال ا، ب، ح، برتمثيل معاملات الارتباط بالموجهات. وحيث أن جتا ، و تساوى صفرا ، فإن معامل الإرتباط الصفرى بمكن تمثيله بموجهين طول كل منهما الوحدة التي تبتدى من نقطة الآصل ، بحيث يكون الموجهان بينهما زاوية قائمة كافى الشكل ا . وحيث أن جتا وي ساوى ٧٠٨. تقريبا ، فإن معامل الارتباط ٧٠٧. يمكن تمثيله بموجهين طول كل منهما الوحدة إويكو نان بينهما زاوية مقدارها وي كافى الشكل س . ولما كان جتا الزاوية صفر يساوى ، ١ ، فإن معامل الارتباط ، ١ ، فإن معامل كل منهما الوحدة و يينهما زاوية

مقدارها صفرا، أو بمعنى آخر بموجه واحد طوله الوحدة ينطبق على الموجه الآخركا فى الشكل ح. ويمكن تمثيل أى معامل إرتباط بين الصفر ، + ١٠٠ بموجهين بينهما زاوية تتراوح بين الصفر ، ٥٠ در جـة ، حيث يساوى معامل الإرتباط جتا الزاوية . وبالمثل يمكن تمثيل جميع معاملات الإرتباط السلبية ، بموجهين بينهما زاوية منفرجه تتراوح بين ٥٠ ، ١٨٠ درجة إذ يمكن تمثيل معامل الارتباط ٥٠ بموجهين طول كل منهما الوحدة وبينهما زاويه قدرها ١٢٠ . حيث أن جتا ١٢٠ تساوى ٥٠ كا فى الشكل ٤٠

التمثيل الهندسي لجدول الارتباطات :

يبين الرسم البيانى بالشكل (٢ – ١) أنه لا يمكن تمثيل كل إرتباطات الجدول (٢ – ٣) هندسيا في بعدين فقط.

الشكل (٢-١) يوضح أن مصفوفة الارتباطات في الجدول (٢-٣). لا يمكن تمثيلها في بعدين .



يلاحظ من الرسم أن الارتباط بين المتغيرين ١، ٢، والارتباط بين المتغيرين ١، ٣ مثلان تمثيلا صحيحا.

ويتضح من الرسم أن بحموع الزاوية بين الموجهين ١ ، ٢ والزاوية بين

الموجهين ١، ٣، ١ يساوى الزاوية بين المرجهين ٢، ٣، وعلى ذلك فمن الطروري إتخاذ الشكل ذى الأبعاد الثلاث لكى نمثل الزوايا الثلاث تمثيلا صحيحا .

جدول (٢ - ٣): مصفوفة الإرتباطات.

٣	*	•	
.٧٠٧	• • •	1,	1
۰۰۰۰	1,	• • •	۲
1,	,0++	,٧-٧	٣

ويمكن إتخاذ هذه الأبعاد كنفسير هندسى لدرجة المصفوفة . حيث تدل الأبعاد التي يتطلبها تمثيل الموجهات على درجة المصفوفة . فإذا أمكن تمثيل الموجهات في بعد واحد (خط مستقيم) فإن درجة المصفوفة تساوى الوحدة ، ويلزم لتمثيل العلاقات عامل مرجعي واحد .

ويصح هذا على أربعة منفيرات ينطبق عليها محك الفروق الرباعية السيرمان . وإذا أمكن تمثيل الموجهات والزوايا التى بينها في بعدين فإن درجة المصفوفة تصبح ثنائية . ويلزم عاملان فقط لتفسير ما بين ألموجهات من علاقات . وإذا أمكن رسم الموجهات فى ثلاثة أبعاد فقط ، فإن درجة المصفوفة تصبح ثلاثية وكذلك عدد العوامل . وعلى الرغم من أنه لايمكننا أن ننصور ماوراه الابعاد الثلاثية إلا أنه يمكننا إضافة أبعاد أخرى . حيث تنطلب المصفوفة ذات الدرجة دن ، عددا من الابعاد مقداره ن لنرجع إليها الملاقات التي تقوم بين المتغيرات . كما أن هذه المصفوفة تتضمن عدد دن ، من العوامل .

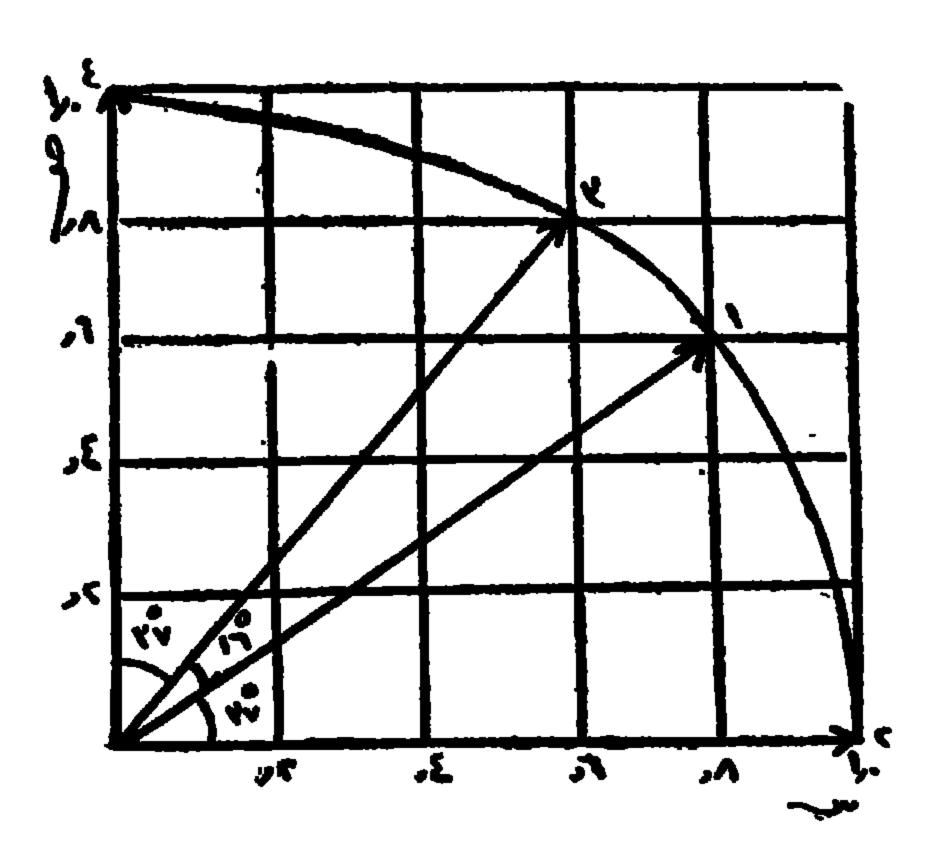
التمثيل الهندسي لجدول الارتباطات في بعدين:

ينضح من الهندسة المستوية أن تقاطع الخطين المستقيمين يؤدى إلى تحديد مستوى معين . ويمكن التعبير عن أى خط آخر فى نفس المستوى بإرجاعه إلى الخطين السابقين . ويوضح الشكل (٢-٢) تمثيل الارتباطات بين المتغيرات المبينة فى الجدول (٢-٤) بيانيا فى بعدين .

جدول (٢ – ٤): الإرتباطات بين أربع متغيرات

٤	٣	*	•	المتغير
, 4 •	,44	۰۸۰	1. • •	1
••	,٦٠	1 ••	٠ ٨٠	۲
;Λ•	١,٠٠	; ". •	,47	٣
١,٠٠		• •	,٦٠	٤

شكل (٢-٢): التمثيل الهندسي لمعاملات الارتباط في بعدين



ولما كان فى الامكان توضيح العلاقات بين المتغيرات فى بعدين توضيحا صحيحا، فإن درجة المصفوفة ع × ع تساوى ٢ . ويلزم فقط موجهين مستقلين لزجع إليهما جميع العلاقات ، وبالتالى يمكن التعبير عن هذه الموجهات الاربعة بأى موجهيين . ولقد إخرنا الموجهين ٢ ، ٤ لا نهما أكبر الموجهات ملاءمة لوجود زاوية قائمة بينهما . ويمسكن تمثيل الموجهات الاربعة بالمعادلات التالية :

$$e_{1} = 1.0 e_{2} + 1.0 e_{3}$$
 $e_{3} = 1.0 e_{3} + 0.0 e_{3}$
 $e_{4} = 1.0 e_{4} + 0.0 e_{3}$
 $e_{5} = 1.0 e_{5} + 0.0 e_{3}$

وبشبه هذا التحليل العاملي لمتغيرات الجدول (٢ – ٤). ومن الملاحظ أننا قد تمكنا من التعبير عن المتغيرات الآربعة في صورة متغيرين مرجعيين أو عاملين. وعندما يتم التحليل بمثل هذه الطريقة يكتب في صورة مختصرة كما في الجدول (٢ – ٥). وتسمى القيم في العمودين ٢، ٢ بالتشبعات العاملية، وهي التي يمكن إستخدامها في تفسير طبيعة العوامل المستخلصه.

جدول (۲ - ٥): مصفو فةالعوامل

ه۲	امل	الد	المتغير
لو د	۲	1	
1,,*	٦,	; ^	•
١,٠	•	١,٠	*
١,٠	٨	٦,	٣
١,٠	1;*	•	٤

وبين العمود هـ إشتراكيات المتغيرات التى نتوصل إليها بجمع مربعات تشبعات العوامل فى كل صف . و يمكن تفسيرها على أنهاذلك الجزء من تباين كل متغير ير تبط مع المتغيرات الآخرى . وهذه القيم مبينة أيضا فى الحلايا القطرية من الجدول (٢-٤) . ويلاحظ أن طول موجه الإختبار يساوى ه أى الجذر التربيعي لإشتراكية الإختبار . ويظهر من هذه المبيانات الإفتراضية أن إشتراكية الإختبار تساوى الواحد الصحيح . لكن نادرا ما يكون هذا الامر كذلك بسبب عدم ثبات الإختبار . وإذا قل طول موجه الإختبار عن الواحد الصحيح ، فإن الإرتباط بالمتغيرات الآخرى ينقص تبعا لذلك ، لأنه يساوى حاصل ضرب طول الموجهين في حيب تمام الزواية التي تفصل بنهما .

يمكن أن نلاحظ من المثال الذى ذكرناه أن التحليل العاملي أسلوب إحصائي يمكن بواسطته تحديد:

(١) عدد الأبعاد التي يلزم أن نرجع إليها العلاقات بين مجموعة من المتغيرات .

(س) مجموعة من الموجهات المرجعية (عوامل) التي يمكن أن نعبر في ضوئها عن المرجهات التي تمثل المتغيرات .

حساب جدول الارتباطات من مصفوفة العوامل:

 فإننا نوجد مجموع حاصل ضرب قيم الصف الثانى فى القيمة المقابلة لها من الصف الثانى فى القيمة المقابلة لها من الصف الرابع (٠×١,٠+١,٠٠) أى صفر . ويمكن بهذه الطريقة حساب كل معاملات الإرتباط من مصفوفة العوامل .

التمثيل الهندسي لمصفوفة الارتباطات في أبعاد ثلاثة :

يمكن تمثيل معاملات الإرتباطات المبينة بالجدول (٢-٦) هندسيا في ثلاث أبعاد .

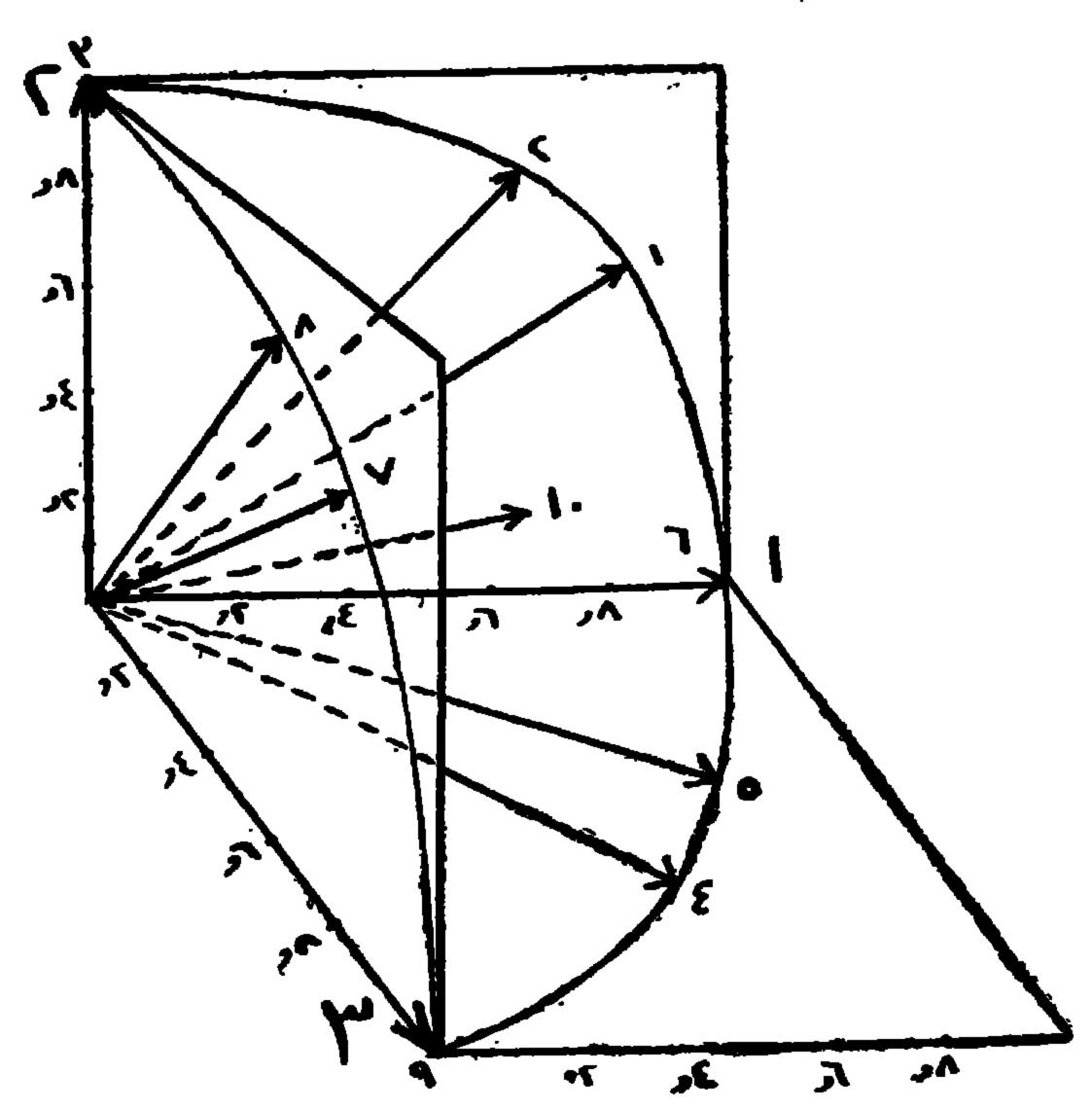
جدول (٢ - ٦) : مصفوفة الارتباطات

1 •	•	٨	V	٦	0	£	٣	۲	١	المتغير
۰۷۰	• •	۶٤۸	٫۲٦	۰۸۰	٦٤	۸٤,	٠٦٠	,97	١,٠٠	,
۰۷۰	• •	,٦٤	۶٤۸	٦٠و	۸},	,٣٦	٠٨٠	٥٠٠	,97	۲
۰٥٠	• •	۰۸۰	۰۳۰	• •	• •		١,٠٠	۰۸۰	,٦٠	٣
۲۸و	۰۸۰	۶۸,	,٦٤	,٦٠	۹۹۰	٠,٠٠	• •	۲٦,	٨٤٠	٤
۸۲و	٦٠	۲٦,	,٤٨	۰۸۰	١,٠٠	,97	•	۶٤٨	,७१	0
۰٥,	• •	• •	• •	٠٠٠	۰۸۰	۰۳۰	• •	٠٦٠,	۰۸۰	٦ -
			1				۰۳۰			
۸۲ر	,٦٠	۱,۰۰	,٩٦	• •	۲٦,	,٤٨	۰۸۰	3٢,	۶٤۸	٨
1					1		• •	-		1
١,٠٠	٠٧,	۸۲	۲۸٫	,00	۸۲	۶۸٦	,0.	,٧٠	.٧•	1.

يلاحظ من الجدول أن المتغير ٣ يرتبط إرتباطا صفريا بمكل من

المتغيرين ٢، ٩٠ كما يرتبط المتغير ٦ إرتباطا صفريا بالمتعير ٩. وبذلك تتعامد موجهات هذه الاختبارات الثلاث كل على الآخر . وببين الشكل (٢-٣) أطوال موجهات المتغيرات العشر المبينة بالجدول (٢-٦) في أوضاعها الصحيحة . ويفصل الموجهات زوايا تساوى جيوب تمامها الارتباطات القائمة بين المتغيرات .

شكل (٢-٢) التمثيلي الهندسي لمعاملات الارتباطات في الجدول (٢-٢).



يتضح من الشكل العلوى أن الموجهين ٢٠١ يقعا في مستوى الموجهين. ٣٠ ، وبذلك يمكن التعبير عن المنفيرين ٢٠١ باستخدام المتغيرين ٣٠ ، ويوجد المتغيران ٤٠٥ في المستوى الذي يحدده الموجهان ٢٠٩ ، ويمكن التعبير عنهما باستخدام هذين الموجهين . وبالمثل يقع الموجهان ٧ ، ٨ في المستوى الذي يحدده الموجهان ٣٠٩ ولا يوجد الموجه ١٠ في أي من هذه المستويات ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٣، ٩ . ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه يوجد في فراغ تحدده الموجهات ٣٠٥٠ و ويمكن التعبير عنه باستخدام ولكنه ويم ويمكن التعبير عنه ويمكن التعبير ويمكن التعبير عنه ويمكن الموجهان ٣٠٠ ويمكن التعبير عنه ويمكن التعبير ويمكن التعبير ويمكن الموجهان ٣٠٠ ويمكن الموجهان ٣٠٠ ويمكن الموجهان ٣٠٠ ويمكن التعبير ويمكن الموجهان ٣٠٠ ويمكن الموجهان ٣٠٠ ويمكن الموجهان ٣٠ ويمكن الموج

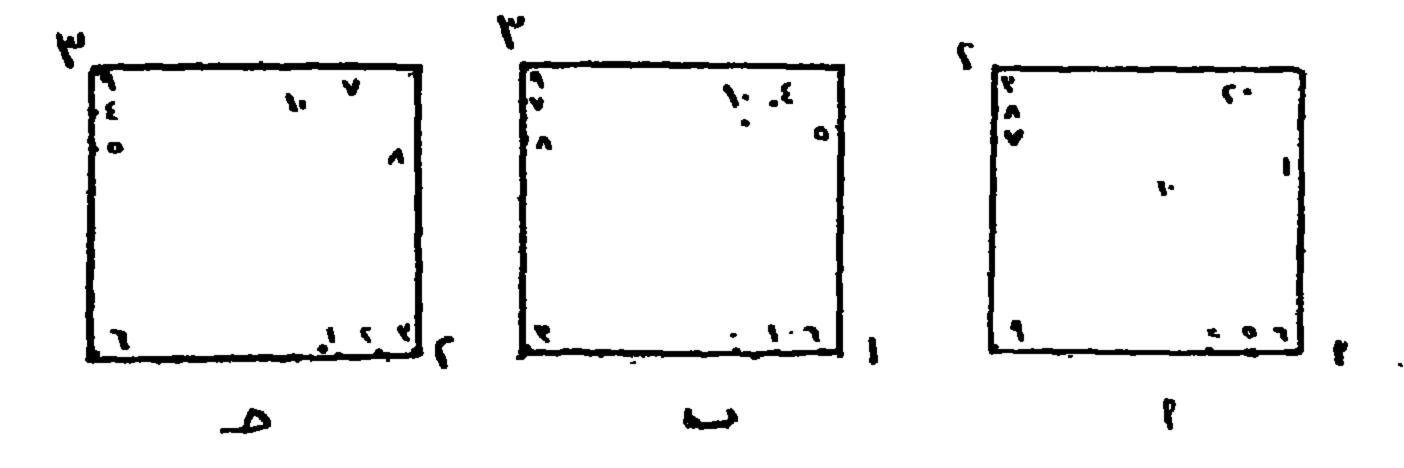
هذة الموجهات الثلاث. وإذا أستخدمت الموجهات ، ، ، ، ه كموجهات مرجعية ، وهي المحاور ٢،١،٢ على الترتيب ، فإنه يمكننا تحديد تشبعات المتغيرات بالعوامل من الشكل (٢-٣) ، كما هو مبين بالجدول (٢ – ٧)

جدول (٢ - ٧) تشبعات الآختيارات العاملية

* ~		المتغير		
ھ'	*	۲	\	
1,•	•	,٦	۸,	•
١,٠	•	٠,	,٦	4
١,٠	•	١,٠	•	٣
١,٠	۶۸	•	,٦	٤
١,٠	,٦	•	,∧	0
١,٠	•	•	٠,٠	٦
١,٠	; ^	٦,	•	V
١,٠	٦,	۸.	•	^
١,٠	١,٠	•	•	•
1,.	, v	,0	,0	1.

ويمكن التعبير عن الموجه 1 بأنه ٨. من العامل الأول أى الموجه ٢، وصفرا من العامل الثالث أى الموجه ٩. وصفرا من العامل الثالث أى الموجه ٩. وبالمثل يمكن تحديد بقية التشبعات من الرسم . ويمكن أن نتحقق من أن معاملات الارتباط تنتج من مجموع حاصل ضرب التشبعات المتقابلة . أى

التحليل العاملي أن نمثل الموجه بواسطة نقطة تقع فى نهايته ، على أن يمتد الموجه بواسطة نقطة الله النقطة التي تمثل الموجه . الموجه من نقطة تقاطع الموجهات المرجعية إلى النقطة التي تمثل الموجه .



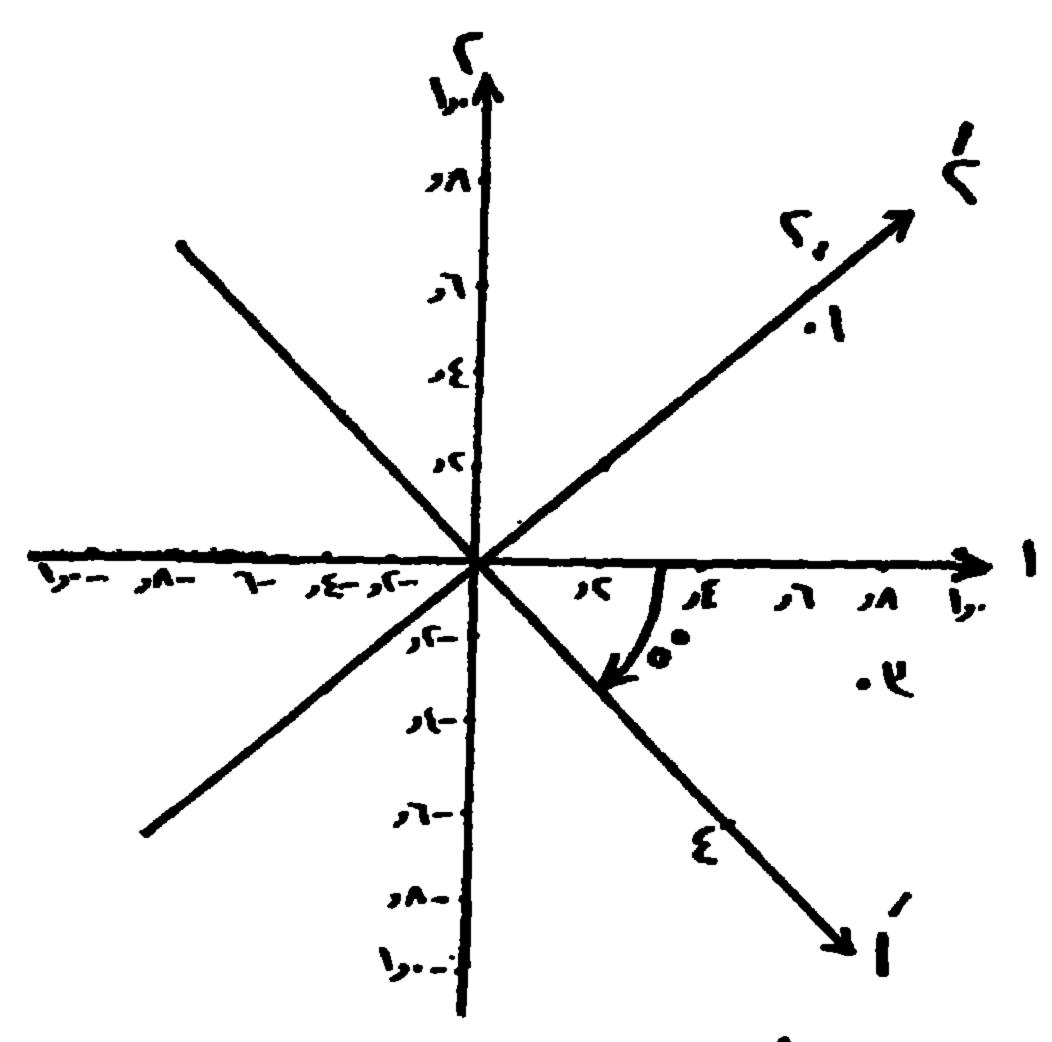
تدوين المحاور المرجعية

يوجه دائما النقد إلى التحليل العاملي حيث لايوجد هناك موضع محدد الاطار الموجهات المرجعية . فأى جدول للارتباطات يكون له تكوين واحد لموجهاته ، ولكن يمكن وصفه فى عدد الانهائى من المواقع فى إطار إحداثيات المحاور المرجعية ، ويمكن الحصول على المواقع المختلفة للاطار مإدارة المحاور المرجعية حول نقطة الاصل ، ويمثل المحوران المرجعيان المتعامدان ١ ، ٢كما هو مبين بالشكل (٢-٥) المتغيرات الاربع التى تتضح تشبعاتها فى الجدول (٢-٨) .

جدول (٢ - ٨) : مصفوفة العوامل

	مل	العامل		
ه	*	1	المتغير	
,01	,٤	۶٦,	1	
,۷۲	۶٦,	ب ۲	۲	
,01	۰,۳	,V	٣	
۶٤١	, o —	. \$	٤	

شكل (۲ – ٥): التمثل الهندسي التشبعات متغيرات الجدول (۲ – ۸)



ويمكن استخدام أى درجة من درجات تدوير المحاور المرجعية ١،٣ حول نقطة الأصل وفى نفس المستوى لتمثل معاملات الارتباط. و يلاحظ أنه فى مواقع المحاور الجديدة تختلف مساقط الاختبارات أى.

تشبعها بالعوامل. وبم.كن تدوير المحاور في إنجاه عقرب الساعة أو ضد عقرب الساعة لآى عدد من الدرجات دون أن تتأثر الارتباطات القائمة بين المتغيرات. ويمكن حساب تشبعات المتغير ا العاملية عند تدوير محور بن متعامدين ٢٠١ في إنجاه عقرب الساعة بالمعادلتين التاليتين:

ا ، = ا، جتا
$$\theta$$
 - ا، حا θ
ا ، = ا، جتا θ + ا، جتا θ
ا ، = ا، حا θ + ا، جتا θ
حیث أن θ = زاویة الدوران

') = تشبع الإختبار ا بالعامل ١ بعد إرادته .

ا' == تشبع الاختبار ا بالعامل ٢ بعد إدارته .

١, = تشبع الاختبار ا بالعامل ١ قبل الادارة .

ا الله الاختبار ا بالعامل ٢ قبل الادارة .

ويمكن كذلك حساب تشبعات المتغير ا العاملية عند تدوير محورين متعامدين فى إتجاه ضد عقرب الساعة بالمعادلتيين التاليتين :

ويمكن وصف عملية التدوير فى صورة مصفوفة . ومصفوفة التجويل لتدوير محورين متعامدين فى إتجاه عقرب الساعة هى :

ومصفوفة التحويل لتدوير محورين متعامدين فى إتجاه ضد عقرب الساعة هي:

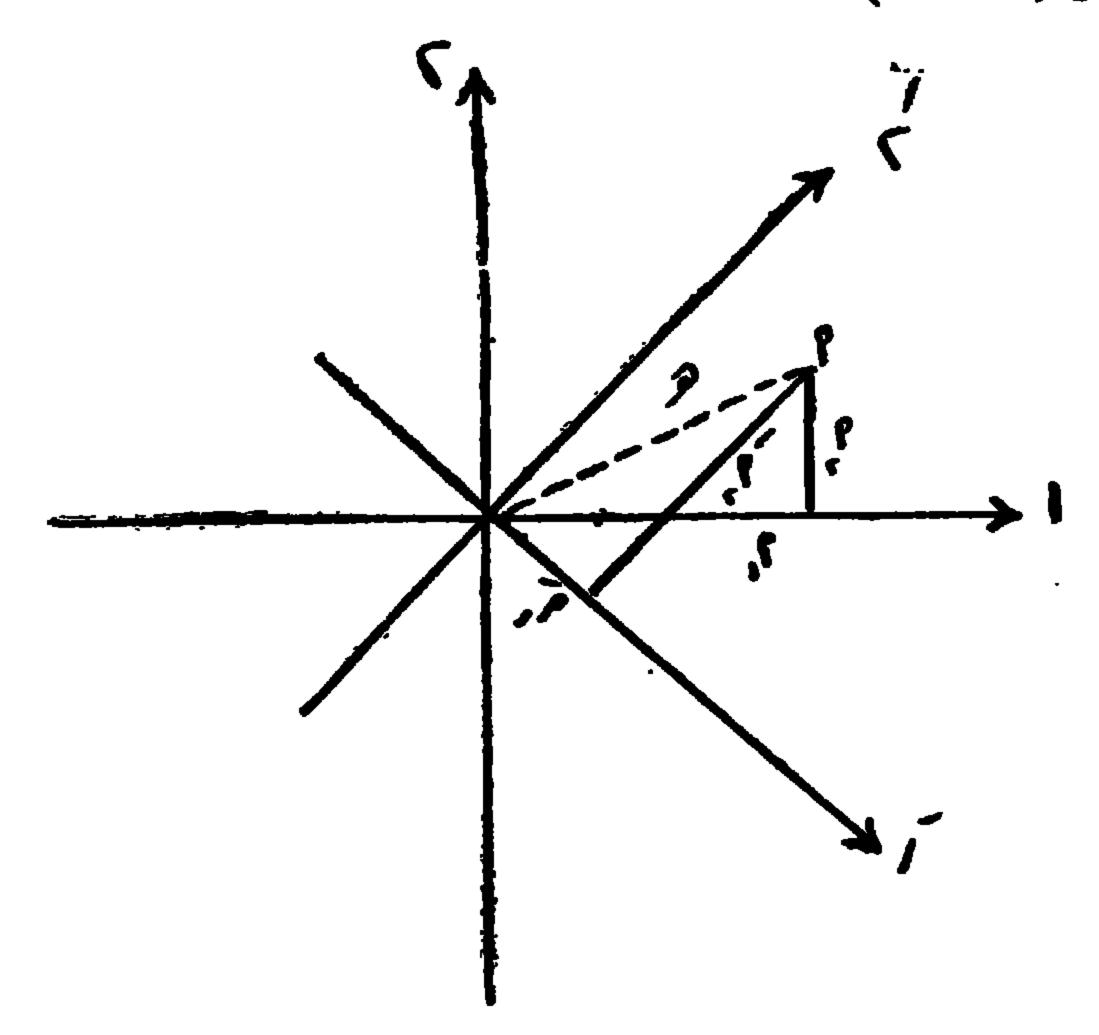
و يؤدى ضرب مصفو فة العوامل فى مصفوفة التحويل إلى مصفوفة العوامل المدارة كما يلى :

العامل	11-ئا		مل	العا	المقد
Y 1	امتحیر	ا جتام ــام ا	Y	1	
11/1	•	= × اط حال ×	71	"	
77 17	۲ پ		** ¹	14	4
1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	٤		74	14	٤

حیث آن $l'_{,,1} = l_{,,1}$ جتا $\theta + l_{,,1} = l_{,1}$ $\theta = l_{,,1} = l_{,1}$ جتا $\theta = l_{,1}$

وهكذا بالنسبة لتشبعات بقية المتغيرات . وجدير بالذكر أن نشير إلى أن الاشتراكيات يجب ألا تنغير بعد عملية الندوير . ويتضح ذلك من الاثبات الهندسي التالى .

شكل (۲+۲):



يتضح من الشكل (٧-٦) تبعا لفظرية فيثاغورث أن : $|\gamma + \gamma| = \alpha^{\gamma}$ $|\gamma + \gamma| = \alpha^{\gamma}$ $|\gamma' + \gamma'| = \alpha^{\gamma}$ $|\gamma' + \gamma'| = \alpha^{\gamma}$ $|\gamma' + \gamma'| = \alpha^{\gamma}$ وهذا يدل على أن إشتراكية الاختبار $|\alpha'| = |\alpha'|$ بعد التدوير .

الطرقية المركزت

The Centriod Method

وضع هذه الطريقة ثرستون ، وهي تستخدم الآن في كثير من البحوث حيث يفضلها معظم الباحثين .

وفياً يلى شرح خطوات هذه الطريقة باستخدام مصفوفة الإرتباطات. المبينة في الجدول (٣ — ١)

جدول (٣ - ١): مصفوفة الإرتباطات الأصلية.

	7	0	٤	٣	*	•	إختبار
	,۲۱۱	,198	,۱۱۰	٠٤٤٠	٥٠٠٣		
	,779	,150	۲۱۳	,٤٩٥		۰۰۰۴	*
4	۲۱۰,	۱٥٨	,۲۱۳		,٤٩0	, ٤٤٠	٣
Ţ		٠١٤,		۲۱۳و	۲۱۳,	۱۱۰ر	٤
	۱۱۲ر		٠١٤,	,101	,120	۱۹۳	
-		,117	٠٥٠,	۱۰۸, ۲۱۰,	,449	,۲۱۱	٦

الخطوة الأولى ؛ حساب تشبعات المتغيرات بالعامل الأول :

ويتم ذلك بالعمليات التالية:

ر ــ يلاحظ أن الخلايا القطرية فى الجدول خالية. وتندد هنا وجهات النظر حول القيم الملازمة لملا الخلايا القطرية . وأكثر القيم المستخدمة مى إحدى القيم الثلاث التالية:

(ا) اشتراكية المتغير (ه ٢) : وهي تلك النسبة من تباين الاختبار الكلي التي ترتبط بالمنغيرات الآخرى .

(ب) ثبات المنغير : وهي تلك النسبة من تباين المتغير الكلى والتي ترتبط بنفسها .

(ح) الوحدة : والتي تمثل الارتباط الذاتى للمتغير الذى يرجع إلى تباينه الكلى العام والخاص وتباين الخطأ .

وتستخدم الاشتراكيات عادة لشغل الخلايا القطرية الرئيسية ، لانها تقلل من درجة المصفوفة إلى أقصى حد ، كا تؤدى العوامل المستخلصة إلى إعادة حساب معاملات الارتباط بدرجة أفضل وإدا رغبنا في الحصول على عوامل تؤدى إلى حساب مقدار النسبة من درجات الفرد التي ترجع إلى التباين الثابت بدرجة أفضل ، فإنه يجب إستخدام الثرابت لشغل الخلايا القطرية الرئيسية ، حيث يمكن الحصول على العوامل المشتركة والخاصة . وإذا رغبنا في الحصول على عوامل تؤدى إلى حساب درجات الفرد الاصلية التي بدأنا بها التحليل بدرجة أفضل فإنه يجب إستخدام الوحدات في الخلايا القطرية الرئيسية ، حيث تنضمن العوامل المستخلصة تباين الخطأ والتباينات المشتركة والخاصة ، وتستخدم الاشتراكيات في معظم الدراسات لشغل الخلايا الغطرية الرئيسية ، وأبسط طريقة لحساب الاشتراكيات هي وضع الخلايا الغطرية الرئيسية ، وأبسط طريقة لحساب الاشتراكيات هي وضع

أعلى معامل إرتباط للاختبار مع غيره من الاختبارات . وتعتبر هذه القيمة تقديرا أوليا لاشتراكية الاختبار، وهي دائما قيمة موجبة رغم إشارة أعلى إرتباط في العمود . وعلى ذلك تكون اشتراكية الاختبار ١ هي (٥٠٣)، وإشتراكية الاختبار ٢ (٥٠٣)، وإشتراكية الاختبار ٢ (٥٠٣)، واشتراكية الاختبار ٤ هي (١٠٤)، واشتراكية الاختبار ٤ هي (١٠٠).

عد وضع الاشتراكيات في المخلايا القطرية ، نوجد حاصل جمع القيم الموجودة في كل عمود بدون إضافة الاشتراكيات . ويلاحظ أن حاصل جمع كل عمود لابد أن يساوى حاصل جمع كل صف.

رمع الاشتراكيات. الجدول (۲-۲) : معنونة الارتباطات الأصلية بعا

التعني بالعامل الأول		3094	9440	1316	9019	3436	240	79791 102V
الجموع بعد إضافة الاشتراكيات	(·	1,44.	Y, 1 X	49119	1,4.7	1,847	13844	
المجموع بدون إشترا كبات	-	1,804	0 1,70	1777	19497	7.17	19114	311°V × V'11°
	2.0	11.16	2779	, r10	, ۲0.	9114	(0110)	1,114
	0	9194	9160	,101	9 2 3 .	(۱۱۶۰)	7116	
	~	917.	717	717	()(1)	.136	٠٥٧و	7,74
		• 33.	0136	(0136)	3414	, \ o \	ه ۱ ۳ و	1977
	~	y 0 · T	(۳۰۰۰)	0136	21.46	3150	2776	1,710
		(30.4)	7.00	.336	911.	3194	1146	1,804
	N. S. J.		~		~	•		

وتنخذ هـنده العملية كراجعة . لأنه يجب الاهتمام بمراجعة العمليات الحسابية خطوة بخطوة . ويكون حاصل الجع موجب في العادة . وإذا كان حاصل جمع أي عمود سالبا ، فإنه من الضروري القيام بعملية قلب الاشارات كا سنتناوله بعد ذلك .

على القيمة
 بإبحاد الجسفر التربيعي للقيمة محن، فإننا نحصل على القيمة
 ٣٠٢٩١٠ ثم نوجد مقلوب الجذر التربيعي للقيمة محن، فنحصل على القيمة
 ٣٠٤٠٠ .٠

ه ـ يابجاد حاصل ضربكل قيمة من قيم الصف ت م في القيمه ٣٠٤و يمكن الحصول على تشبع كل متغير بالعامل المركزي الأول ا ،

٦ - ولمراجعة العمليات الحسابية . نوجد حاصل جمع كل التشبعات
 بالعامل الأول ، حيث يجب أن يساوى حاصل الجمع هذا القيمة √مح ت م
 بالعامل الأول ، حيث يجب أن يساوى حاصل الجمع هذا القيمة √مح ت م

٧ - و يجب وضع تشبعات المتغيرات التى تكون قد قلبت عددا فرديا من المرات بالاشارة السالبة . جيث أننا لم نعكس فى هذه المرحلة من التحليل أى متغير ، فإن تشعبات كل المتغيرات بالعامل الأول تكون موجبة .

الخطوة الثانية ؛ حساب مصفوفة البواقي الأولى :

بعد إستخلاص تشبعات المتغيرات بالعامل الأول ، نوجد مصفوفة بواقى الارتباطات ويتم ذلك فى الحطوات التالية :

١ ــ ترتب التشعبات التي حصلنا عليها بالعامل الأول أفقيا ورأسيا،

كما هو مبين بالجدول (٣ – ٣). وتعتبر كل التشعبات موجبة بغض النظر عن إشاراتها في مصفوفة العوامل، عند حساب مصفوفة البواقي.

الجنسيدول (٣ – ٣) : مصفوفة الارتباطات الناتجة من تشبعات المتغيرات بالعامل الأول :

, 540	373	,019	,725°	٥٢٦.	,097		
٦	0	٤	٣	Y	•	المتغير	
,۲09	,404	۲۰۹,	,444	,٣٩٦	(,000)	1	,097
۶ ۲۸۹	,۲۸۹	,450	,٤٢٨	, \$ & Y	.447	*	977,
5	4		4		۳۸۳	•	
,777	.440	,479	,445	×10	۴۰۳.	٤	٠١٩;
.189	,۱۸۸	,770	.474	,۲۸۹	. Y . 9 . Y . 9	0	373.
,189	.۱۸۹	۶۲۲ ,	,۲۸۰	,۲۸۹	.709	٦	,240

٣ - نحسب من هذه التشيعات مصفوفة الارتباطات المبينة بالجدول (٣ - ٣)، وذلك بضرب القيمة الأولى من الصف الأفق في كل قيمة من قيم الصف الرأس. ويوضع النانج في خلايا العمود الأول. وبضرب القيمة ٥٩٦، من الصف الأفق في القيمة ٥٩٦، من الصف الرأس فإننا نحصل على القيمة ٥٥٥، حيث توضع في الخلية الأولى من العمود الأول. وبضرب القيمة ٥٥٥، أيضاً في القيمة ٥٦٥، من الصف الرأس نحصل على وبضرب القيمة ٥٩٥، أيضاً في القيمة ٥٦٥، من الصف الرأس نحصل على القيمة ٢٩٥، حيث توضع في الخلية الثانية من العمود الأول.

نكرر العمل مع القيمة الثانية من الصف الأفتى و نوضع الناتج فى خلايا العمود الثانى ، و هكذا إلى أن نملاكل خلايا المصفوفة .

٣ _ ثم نطرح كل قيمة في الجدول (٣ - ٣) من القيمة المقابلة لما

في الحدول (٢ - ٢) فنحصل على مصفر فة البوقى الاولى . ولمكى نوجد الباقى في الخلية الاولى من العمو دالاول نوجد باقى الطرح (٣٠٥, -٥٥٥, النحصل على القيمة ١٤٨, التى نضعها في الحلية الاولى من العمود الاولى في مصفوفة البراق . وكدلك نوجد باقى طرح (٥٠٣, - ٢٩٦,) ونضع القيمة الناتجة في الخلية الثانية من العمود الاول . وهكذا إلى أن نملاكل خلايا مصفر فة البواقى الاولى المبينة بالجدول (٣٠٠).

الجدول (٣-٤) : مصفوقة البواقي الاولى

	7	0	٤	٣	۲	1	المنغير
,1 —	,• € Λ —	٠٦٦ —	,199 —	,••٧	.1.٧	(.12 A)	
,••1 —			5				•
,••1 –	,•40	,171 —	171	(·•AY)	۰٦٧	,· eV	٣
,•••	,• 4 &	,100	(,181)	.171 —	,• ۲ ۲ —	,199 —	٤
,1 —	,· vv —	(,۲۲۲)	۰۸۸,	,iY1 —	188 -	,• 77 —	0
• • •	(,177)	.• VV —	.•٢٤	,-۳٥	,• - ••	. • ٤ ٨ —	٦
	• • •	1 —	. • • • -	1	,••1 —	•• • •	

ويتضع من الجدول (٣ - ٤) أن حاصل الجمع الجبرى لمكل عمود أوصف فى مصفوفة البواقى يجب أن يساوى صفرا أو بقرب منه وتعتبر هذه العملية مراجعة على صحة العمليات الحسابية وإذا قل عدد المتغيرات من عشر متغيرات ، فإنه يجب مقارنة الاشتراكيات التي أدخلت فى الخلايا القطرية فى مصفوفة الارتباطات ، بالاشتتراكيات التي نحصل عكيها من النشبعات العاملية فإذا كان الاختلاف كبيراً يعاد التحليل مرة أخرى وهكذا نكرر عملية حساب الاشتراكيات وإعادة عملية التحليل إلى أن يتلاشى الاختلاف بين قبم الاشتراكيات في عمليتي تحليل متتاليتين .

الخطوة الثالثة ؛ حساب تشمع المتغيرات بالعامل الثانى :

لاستخلاص تشبع المتغيرات بالعامل المركزى الثانى ، نتبع نفس المخطوات السابقة غير أننا نحتاج إلى إعادة تقدير الاشتر اكبات قبل إجراء العمليات الحسابية ، فندخل ايضاً أكبر معامل إرتباط فى العمود بغض النظر عن إشارته محل القيم القطرية ، كما نحتاج هنا أيضاً إلى قلب إشارات بعض المتغيرات حتى يكون حاصل جمع كل عمود موجباً .

قلب الإشارات:

إذاكان حاصل جمع أى عمو د بدون القيم القطرية سالبا ، فإنه يجب تغيير اشارات قيم بعض الصفوف والاعمدة المقابلة لها . ونهدف من تغيير الإشارات الى جعل المجموع الجبرى لكل القيم مو جباكلما أمكن ذلك ويتم. قلب الاشارات بالخطوات التالية :

١ — تغير الإشارات السالبة إلى موجبة والموجبة الى سالبة فى العمود الذى ينتج عن حاصل جمعه أكبر قيمة سالبة ويتبع ذلك أيضا تغيير الاشارات فى الصف الافتى المقابل و ويتضح من المصفوفة المبينة بالجدول (٣ — ٥) أن عمود المدغير ٥ هو الذى يجتاج الى تغيير اشاراته و ويجب وضع علامة ولتكن ٥ على رأس العمود والصف المقابل للدلالة على تغيير الاشارات وتوضع علامات بقدر عدد مرات تغيير اشارات المتغير و وبذلك عكن أن يكون هناك أكثر من علامة على رأس العمود والصف .

جدول (٣٠٠ ٥) : معنا				·		•		الجبوع بدون إشترا كذن	المُوم بدون المترا كران بم	14.6 9 460 1-1-1 No. 94	• • • •	1	التشبع بالعامل التاني
و فة البواق الأولى لحساب تشبعات المتفيرات بالعامل الناني.	_	, v. v. (, v.	<u>``</u>		<u> </u>	_			٠٠٠٠	TY.	% 36	۲۷,	۶ ۲ ۲
12,50	>		();;()	>.		+331, 711,	+	77.6	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1			300,	٠
ساب نعب	2	•	>· <	1. X.	+1116	十二、	. 40	, Ar.	101,		1	10x	4076
مات المتفير	3	+144	+*************************************	+111,	(316)	1.01/e	+32.5	- 18r	-110°	710,	Lo,	, ,	7.436
ات بالعام	•	+1	十3315	+111,	₹°V/6	, , ,) (, , ,)	.¥ \-	2774	3477	70.	£ 4.8	316,	2489
اعان		-*** + 1.0.4 +	+1	107.6	+34.6	\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.	ナッ・、 一	3187 - SYFF	٠٠٢	1	· .	>.	30.6
								LV/s		T,10A ==	Y,YYA ==	***	

٧ ــ بعد قلب إشارات عمود المتغير ه وكذلك صف المتغير أيضاً ، توجد حاصل جمع الأعمدة . فنحصل على قيم الصف الذي نسميه (المجموع بدون إشراكيات بعد تغييره). ويمكن أن نحصل أيضاً على هذه القيم بمضاعفة قم خلاياصف المتغير ه بعد تغيير إشاراتها وإضافتها إلى قيم حاصل الجمع المقابلة في الصف الذي نسميه (المجموع بدون إشتراكيات) . ولسكي بخصل على القيمة الأولى نضاعف العدد المرجود في الخلية الأولى في وصف المتغير ه أي ٦٦ و × ٢ فنحصل على القيمة ١٣٢ وثم نضيف هذه القيمة إضافة جبرية على القيمة ـ ١٤٩ و لنحصل على القيمة ــ ١٧٠ وهكذا بالنسبة للقيم الآخرى . وبعد أن نحسب كل قيم الصف الجديد نوجد حاصل جمع هذه القبم والذى بجب أن تساوى مجموع قبم الصف السابق مضافا إليه آربعة أمثال حاصل جمع العمود الذي قد غيرت إشاراته . وبجب أن نتحق من هذه النتيجة لكل صف قبل أن ننتقل إلى غبير آخر للاشارات. فمجموع الصف الذي نسميه (المجموع بدون إشتراكيات بعدتغيير إشارات المنغير ه) يسارى ١٠٦_و. ويساوى هذا العدد تبعالما ذكرناه ــ٧٨٦+ ٢٢٢, × ٤ = -٧٨٦ + ١٠٦٠ = ١٠٠٦. وبذلك تكون العمليات الحسابية الى تمت بعد تغيير الإشارات صحيحة وننتقل إلى خطوة آخرى .

٣ ــ نفحص القيم الجديدة ، ونحدد أكبر قيمة سالبة بينها ، وهي ١٥١٥, ولقد نتجت هذه القيمة من حاصل جميع قيم عمود المنفير ٤ . نحول هذه القيمة السالبة إلى موجبة ثم نقوم بتغيير إشارات القيم في هذا العمود وصف المتغير ٤ المقابل له ، ثم نحسب بقيه قيم الصف إما بالجمع الجبرى لقيم خلايا كل عمود أو بمضاعفة قيم صف المتغير ٤ وإضافة كل قيمة إلى القيمه المقابلة لها من الصف السابق إضافة جبرية ، فالقيمة الأولى من الصف الجديد تساوى ١٩٩، × ٢ - ١٧٠, = ١٨١، والقيمة الثانية تساوى ٣٢، الجديد تساوى ٢٩٠, وهكذا بالنسبة لبقية القيم ، ولمراجعة صحة العمليات

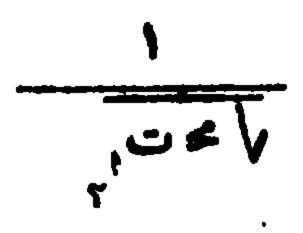
الحسابية ، نقوم بحساب أربعة أمثال العدد ١٥٣، أى ١٠٥٠× ؟ ثم نضيف الناتج اضافة جبرية الى حاصل جمع كل قيم الصف السابق ١٠٠٨, أى ١٠٥٧ + ١٠٠٠ = ٢,١٥٨ و تساوى هذه القيمة حاصل جمع كل القيم الجديدة التي حصلنا علم ابعد تغيير اشارات عمود المنغير ٤ .

٤ - بعد النفير الآخير نجد أنه مازال هناك قيم سالبة ، وعلى ذلك يجب تغييرها . والقيم التى نفير أشاراتها هنا هى قيم عمود المنفير ٦ وكذلك صف المتغير ٦ المقابل . ثم نوجد حاصل جمع كل عمود جمعا جبريا. و يمكن التأكد من صحة العمليات الحسابية بالطريقة الني سبق ذكرها .

ه ـ نكرر عملية تغيير الإشارات هذه حتى يصبح حاصل جمع الاعمدة.
 قيم صفرية أوموجبة .

ويلاحظ أنه فركل مرة نغير فيها الإشارة نضع الإشارة الجديدة فوق السابقة لنتنبع عدد مرات تغيير الإشارات .

7- لحساب تشبع المتغيرات بالعامل الثانى ، نعيد تقدير الاشتراكيات بوضع أكبر معامل ارتباط فى العمود فى الخلايا القطرية بغض النظر عن اشارته ، ثم نضيف قيم الاشتراكيات الجديدة الى حاصل الجمع فى الصف الآخير ، فنحصل على قيم الصفت بى ، ثم نوجد حاصل جمع قيم الصف ت به وهى التى نرمز لها بالرمز عن بى ، ثم نوجد مفلوب الجذر الشربيعى للقيمة مح ت بى أى المحت بى ويمكن الحصول على تشبع التربيعى للقيمة مح ت بى أى المحت بى في الصف ت بى فى من قيم الصف ت بى فى من قيم الصف ت بى فى من قيم الصف ت بى فى كل منغير بالعامل المركزى الثانى بضرب كل قيمة من قيم الصف ت بى فى



المعمود الثانى فى العمود الثانى من العمود الثانى من العمود الثانى من مصفوفة العوامل . ونحدد اشارات التشبعات كما بلى :

(ا) تكون اشارة تشبع المتغير الذي غيرت اشارته مرة واحدة أو عددا فرديا من المرات ، عكس اشارة تشبعه بالعامل السابق .

(ب) تمكون اشارة المتغير الذى لم تنغير اشارته أو الذى قد غيرت عددا زوجيا من المرات نفس أشارة تشبعه بالعامل السابق.

الخطوة الرابعة: حساب مصفوفة البواقي الثانية:

بعد حداب تشيعات المنغيرات بالعامل الشانى، نوجد مصفوفة ارتباطات المنغيرات نقيجة تشبعاتها بالعامل الثانى لنحصل على الجدول (٢-٢) وبطرح قيم هذه المصفوفة من قيم مصفوفة البواقى الأولى جدول (٢-٧) نحصل على مصفوفة البواقى الثانية المبينة بالجدول (٢-٧) ويلاحظ من مصفوفة البواقى الثانية أن حاصل الجمع الجبرى لكل عمود أوصف يجب أن يساوى قيما صفرية أو يقرب منها و عمكن اعتبار هذه العملية عملية مراجعة . للمأكد من صحة اجراء العمليات الحسابية .

الجدول (٢ ــ ٦): مصفوفة إرتباطات المتغيرات نتيجة العامل الثانى

,-08	,559	,277	,707	۲۱۰;	474		
7	0	\{	٣	4	}	المنغير	
,	,144	:171	;•97	117	(,128)	1	,474
,•1٧	,۱۰۸	;144	;• V ^	(,•٩٦)	,۱۱۷	۲	۲۱۰;
,.18	;• ۸۸	۸۰۱,	(;• ٦٤)	٠٧٨.	,,•44	٣	۲۵۳,
,-74	,189	(,۱۸۱)	,۱•۸	:177	154;	٤	. 577
,	(,177)	,189	,•^^	٠,١٠٨	.144	. 0	,459
(,	.•14	,• **	;•18	,•14	.•*•	7	,•0٤

	1124			·					الجموع بدون اعترا كيات	الجبوع بدون اعترا كبان بعد تنبير	المرم بدون اعترا كيان بعد تفير	المبوع بدون اعترا كيان بمد تنبه	المبرى بد المائة الإخراكيات	اجديدة كالمامل العالت
غوفة البوا		(000.)	+	+1	٠٠٠,	#11.	+44.		-13.	-0.1	- oV·	٠٠,	,101,	Ž.
و فة البواق الثانية	>	+	, tr (, , & h)	T	+1		1.8r±		,11A-	*1 TA -	, 17A	٠٠, «	101,	×.
	2	・ギャナ・、	**************************************	, ; ; , , , , , ,)	٠	**	+**.	36	1.00.	03.	>	,180	371,	, vo
	3	- K.	+: :,	- · ·	(\\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\		1		٠٠٢-	-31.	TY.	-	,	
		1		***		~ .		•	, • • V	, ITO	٠. الم	. 14.	14.	77.
	-	***.	· * * +	+**.		+:	,		·. YF	**	,104	, T 10	ř	, X,
									T, A1 — ===	11	- V10'	- YoY:	1,787 == 137.	12.7

الخطوة الخامسة؛ حساب تشبع المنفيرات بالعامل الثالث:

لإستخراج تشبع المنغيرات بالعامل الثالث ، نقبع نفس العمليات التى أجريت على مصفوفة البواقى الأولى من تغيير للاشارات حتى يصبح حاصل جمع الاعمدة قيما صفربة أوموجبة ، واضافة اشتراكيات جديدة ثم أيجاد حاصل الجمع لنحصل على قيم الصف ت إلى ثم جمع قيم الصف ت من لنحصل على القيمة محت من ونحصل على تشبع المتغيرات بالعامل من الثالث بايجاد مقلوب الجذر التربيعي للقيمة محت من وضرب هذا المقلوب في كل قيمة من قيم الصف ت من .

وهكذا نكرر عملية حساب مصفوفة الإرتباطات ثم مصفوفة البواقى التى نداولها بما ذكرناه من عمليات للحصول على تشبع المتعيرات، وتظهر هنا مشكلة الإنتهاء من استخلاص العوامل ذات الدلالة. ولقد تم وضع عدة محكات لتقرير ما اذكان يمكننا الاستمرار في استخراج العوامل أو الاكنفاء بما استخلصناه، ومن الجدير بالذكر أن هذه المحكات ليست دقيقة لأنها تقوم على أسس مختلفة مما قد يؤدى بها الى أدلة متضاربة ، ويحسن إستخدام عدة محكات حتى نحصل على البيانات الكافية للحكم على مدى دلالة العوامل التي نستخلصها ، ويحسن بنا أيضاً أن نستخلص من الموامل مايزيد عن الحد الادنى الذي يتطلبه المحك ، حيث تنحدد بالتدوير العوامل ذات الدلالة ، فإذا بدأنا بتدوير عدد كبير من العوامل فإن بعضها سوف يصبح من البواقي حيث تقل تشبعاتها إلى قيم تتراوح بين ± ٢٠و٠

الحد الأدنى من المتغيرات التي يتطلبها إستخلاص عدد م من العوامل المشتركة.

كخطوة فى معرفة عدد العوامل ذات الدلالة التى على الباحث أن يستخلصها من مصفوفة الارتباطات التى يحصل عليها أن يراعى عند تصميم

دراسته العاملية تناسب عدد المتغيرات التي تنضمها بطارية الاختبارات لعدد العوامل التي يهدف إليها . وتحدد المعادلة التالية الحد الأدنى من المتغيرات التي يمكن أن تؤدى إلى عدد محدد من العوامل المشتركة ، حيث توضع هذه المعادلة العلاقة بين عدد النغيرات ن وعدد العوامل م .

يمكن باستخدام هذه المعادلة حساب عدد العوامل م المقابلة لعدد معين من المتغيرات نكما يتضح من الجدول (٣ — ٨) .

جدول (٣ -- ٨): الحد الادنى من المتغيرات اللازمة لتحديد عددم من العوامل المشتركة

عدد المنغيرات ن	عدد العو امل م
٣	
•	۲
7	٣
٨	٤
4	•
١.	٦
17	٧
14	٨
1 &	٩
10	١.

ومن المرغوب فيه فى دراسات التحليل العاملي أن نزيد من عدد

المتغيرات عن الحد الآدنى اللازم لاستخلاص العوامل التى نهدف إليها . ولهذا تم وضع عدد من المحكات التقريبية لايقاف إستخلاص العوامل . ومن الملاحظ أنه لا يوجد ثمة محك دقيق ، إلا أن فاعليتها تقوم على خبرة الباحث .

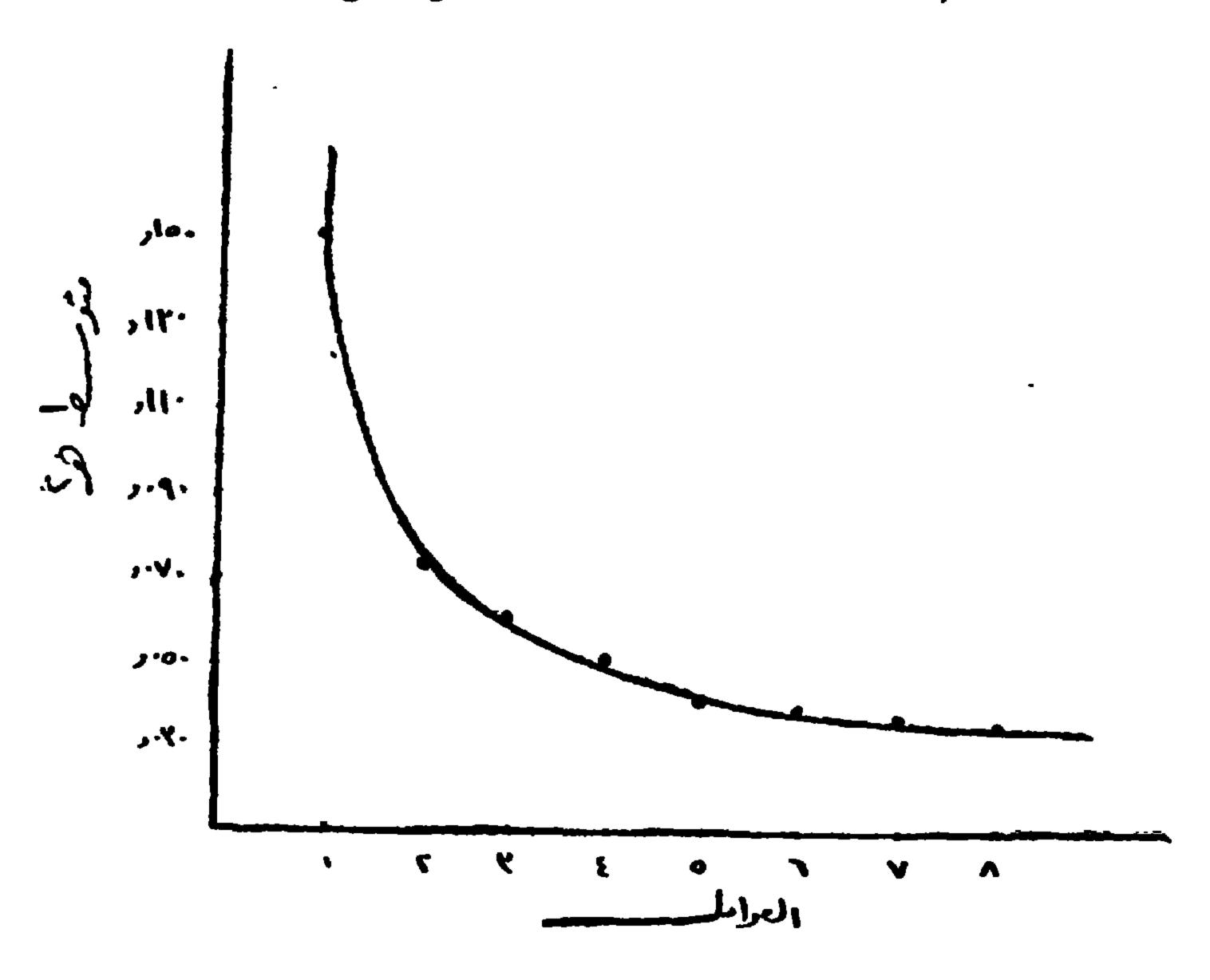
ا سے عل مورز Mosier 's Criterion

يقوم هذا المحك على تفرطح النباين الكلى للعوامل المنتالية ، وذلك بحساب متوسط هـ٢ لـكل عامل ثم تمثيل العلاقة بين هـ٢ والعامل المقابل لها . فنحصل على خط بياني يأخذ في التفرطح حتى يصبح خطا مستقبها بزيادة عدد العوامل كما هو مبين بالشكل (٣ – ١) والذي يمثل ألعلاقة بين متوسط هـ٣ وعدد العوامل المقابلة لها المبينة بالجدول (٣ – ١)، كما وجدها المؤلف في بحث له .

جدول (٣-٩): متوسط هـ٢ والعوامل المقابلة لها

٨	٧	٦	0	٤	٣	۲	١	العامل
,•40	,•٣٨	,• ٤ •	,- 25		,•78	,. ٧٢	,189	متوسط ه۲

يتضح من الجدول ومن الرسم البيانى أنه لا يحتمل إستخلاص أى عامل مشترك ذا دلالة بعد العامل الثامن . شكل (٣-١): العلاقة بين عدد العوامل ومتوسط هـ٠.



Burt and Banks عل بيرت وبانكز

استخدم بيرت وبانكز المعادلة التالية لتحديد الخطأ المعيارى للتشبع الصفرى . وبمقارنة عدد تشبعات العامل أو مضاعفات لهذا العدد التي يزيد مقدارها عن الخطأ المعيارى ، يمكن تحديد العوامل ذات الدلالة المنخفضة .

الخطأ المعيارى للتشيع الصفرى ، ر
$$=\frac{(1-x^2)\sqrt{v}}{\sqrt{v}(v-v-1)}$$

حيث $v=2$ عدد الإختبارات
 $v=0$ العامل
 $v=0$ العامل

(م • - التحليل العامل)

ن == عدد أفراد العينة التي طبقت علمها الإختيارات.

وبتطبيق هذا المحك على تشبع العوامل ٤،٥،٢،٧،٨ التى إستخلصها المؤلف فى بحثه ، حصل على البيانات المبينة بالجدول (٣–١٠).

ول (٣١٠): عدد تشبع العوامل التي تزيد عن الخطأ المعياري	جدو
--	-----

٨	٧	٦	0	٤	
۰۸۷,	٠٨٦,	٠٨٤,	٠٨٤	۰۸۲	الخطأ المعيارى للتشبع الصفرى
77	77	72	72	44	التشبعات التي تزيد عن الخطأ العياري
10	10	17	۲.	۲.	التشيمات التي تزيد عن ضعف المطأ الممباري
4	٧	1.	1.	1.	التشبعات التي تزيد عن ثلاث أضعاف المعطأ المعياري

: Tucker's phi کائ فای لنکر – سحائ فای لنکر

وضع تكر قاعدة تنص على أنه إذا لم يوجد نقص ذو دلالة فى حجم القيم المتبقية من مصفوفة إلى آخرى ، فإن العامل الذى أستخلص يكون ذو دلالة . وتتم خطوات إستخدام هذا المحك فيما يلى :

الإشتراكيات الني أعيد تقديرها .

٢ - نجمع كل القيمة في مصفوفة البواقي التالية مع إهمال الاشارات
 مستخدما الاشتراكيات المتبقية في الخلايا القطرية .

٣ — نحصل على معامل فاى بقسمة القيمة الني حصلنا عليها في الخطوة الثانية على القيمة التي حصلنا عليها في الخطوة الأولى .

ن – ۱ حبث تساوىعددمتغيرات المصفوفة. ۱ + ن و تنو قف صحة هذا المحك إلى حدما على قلب الاشارات ، وإذا لم يؤدى قلب الإشارات فى المصفوفة إلى أكبر قيمة موجبة من حاصل الجمع ، ويؤدى قلب الإشارات فى المصفوفة إلى أكبر قيمة موجبة من حاصل الجمع ، خإن زبادة معامل فاى عن القيمة $\frac{\dot{i}-\dot{i}}{\dot{i}+\dot{i}}$ تقسم بالتذبذب . ويتضمن مغذا المحك أيضاً عمليات حسابية كثيرة .

اعدة همفرى - Humphrey's Rute

تقوم هذه القاعدة على أساس حجم العبنة ن، وتشبع متغيرين فقط دون المصفوفة كلها. ويتم إستخدام هذا المحك بالخطوات التالية:

١ -- نوجد حاصل ضرب أكبر تشبعين في أي عمود من أعمدة
 مصفو فة العوامل المركزية .

٢ ــ نوجد الخطأ المعيارى لمعامل الإرتباط الصفرى الخاص بنوع
 معامل الارتباط المستخدم وكذلك المينة المستخدمة .

٣ ــ فإذا لم يزبد الناتج من الخطوة الأولى عن ضعف الخطأ المعيارى الناتج من الخطوة الثانية ، فانه يحتمل أن يكون العامل غير ذى دلالة . وتفيد هذه القاعدة في العينات السكبيرة جدا .

ه _ محك كو مب Coomb

ينطبق هذا المحك فقط على المصفوفات النى تحتوى على قيم موجبة أو صفرية . ويسمح بالقيم السالبة الصغيرة ، الى لاتختلف إختلافا واضحا عن الصفر . ويقوم هذا الحك على أنه إذا وجدت عوامل ذات دلالة متبقية فى مصفوفة البواقى، فيجب ألا تحتوى على قيم سالبة بعدقلب الاشارات، أكثر بما نتوقعه نتيجة الصدفة. وهنا نوجد عدد القيم السالبة المتبقية في مصفوفة البواقى بعد قلب الاشارات. فاذا لم يختلف هذا العدد إختلافا ذي دلالة عن قيمة م س ، المبينة في الجدول (٢ ـ ١١) المقابلة لعدد معين من المتغيرات ، فاننا نكون قد إستخلصنا عددا كافيا من العوامل . جدول (٣ – ١١) القم الحرجة لمحك كومب وأخطأتها المعيارية لعدد من المتغيرات من ١٠ ــ ٥٠ .

σ	ا س	·/-	ن		5	س	%	ن		م	س	%	ن
4.	77.	٤٢,٣	٤٠		14	737	٤٠,٤	40		0	41	25,2	١.
۲.	790	٤٢,٤	٤١		15	777	٤٠,٥	47		0	44	T0,8	11
41	٧٣٢	٤٢,٥	٤٢		18	۲۸٦	٤٠,٧	14		٦	٤٨	27,7	14
41	779	٤٢,٦	24		18	۳٠۸	٤٠,٨	7		٦	٥٧	۲٦,۸	18
77	۸۰۸	٤٢,٧	\ 		18	۲۲۲	٤١,٠	4] 	\	٦٨	20,5	18
77	۸٤٧	٤٢:٨	1		10	207	٤١,١	4.		٧	٧٩	44,4	10
77	۸۸۸	٤٢,٩	['] ٤٦		10	387	21,5	71		٨	98	44,4	17
74	44.	٤٣,٠	2		17	511	٤١,٤	44		1	1	٣٨,٥	1 }
37	177	٤٣,١	٤٨		17	847	٤١,٥	22		1	119	۲۸;۸	١٨
7 2	1-17	٤٣,٢	1		14	4٦3	٤١,٧	78	1	ł	•	44,1	• •
70	11-71	24,4	0.		17	294	٤١,٨	10		1.	189	44,4	7.
					۱۸	071	٤١٩	77		1.	177	44,0	71
					18	009	٤٢,٠	2		11	188	41,4	44
					11	097	24,1	71		11	7.7	٤٠;٠	22
					19	770	٤٢,٢	79		14	277	٤٠,٢	72
			}	<u> </u>	<u> </u>			1				<u> </u>	

ن = عدد المتغيرات .

بر __ النسبة المثرية للفيم السالبة فى مصفوفة البواقى بعد تغيير الاشارات.

س = عدد القيم السالبة في مصفوفة البواقي بعد تغيير الاشارات. عسر الخطأ المعياري لعدد القيم السالبة س.

طريقة المكونا والأسايت

The Principal Components Method

تقوم هذه الطريقة على وضع المحور الأول بحيث يشمل أقصى قدر ممكن من تباين توزيع الدرجات ، ثم يوضع المحورالثاني متعامدا على المحور الأول بحيث يشمل أقصى قدر من النباين المتبقى ، ثم يوضع المحور الثالث متعامدًا على كل من المحور الأول والثانى حتى يشمل أقصى قدر ممكن من. التباين المتبقى بعد إستبعاد تباين كل من المحور الأول والثبانى . ويجب الإستمرار في عملية إستخلاص العوامل حتى نصل إلى عدد منها يمكننا من حساب الدرجات الأصلية بدرجة مرضية . ومن الملاحظ أن التحليل الكامل بهذه الطريقة يؤدى إلى فصل عدد من العوامل بقدر ما يستخدم من إختبارات. وعلى أى حال، فمعظم العوامل التي نستخلصها بطريقة المكونات. الأساسية عوامل خاصة ولاتقارن بعوامل الطريقة المركزية أو أي طريقة. من طرق العوامل المشتركة. ولكن العوامل المشتركة الهامة لاتختلف كثيرا في عددها عها نستخلصه بطرق العوامل المشتركة . ويقرر طومسون Thomson وفروشتر Fruchter أن طريقة المكونات الآساسية تؤدى إلى تشبعات دقيقة . ويشير طومسون إلى أنها طريقة تقوم على تحليل التباين الإرتباطات بدرجة أقل دقة ، بينها يمكن حساب الدرجات الأصلية بدرجة أكثر دقة . وتؤدى طرق العوامل المشتركة إلى حساب الآرتباطات بدرجة أفضل لكنها تؤدى إلى حساب الدرجات الآصلية بدرجة أقل دقة ، وذلك لآنها تستبعد عن قصد العوامل الخاصة . ويقرر ميككلوى McCloy

ومثناى Metheny وكنوت Koott من مقارنتهم لطريقة ثرستون للعوامل المتعددة بطريقة هو تيلنج ، أن الطريقتين على درجة متسارية من الدقة عندما نستخدم الإشتراكيات الحقيقية فى الخلايا القطربة ، وبالرغم من أن ثرستون يستخدم الطريقة المركزية لانها أسرع فى استخلاص العرامل إلا أنه يفضل طريقة المكونات الاساسية مستخدما عوامل الثبات ، ويشير ولفل يفضل طريقة المكونات الاساسية مستخدما عوامل الثبات ، ويشير ولفل أن طريقة هو تيلنج يمكن أن تعطى نتائج ذات دلالات نفسية أفضل ، باستخدام الإشتراكيات بدلا من عوامل الثبات وبتدوير المحاور بالطريقة التي يتبعها ثرستون ،

وتستخدم فى طريقة هو تيلنج الوحدات فى الخلايا القطرية وبهذا نأخذ فى الإعتبار العوامل الخاصة . ويمكن أن نستخدم أيضا عوامل الثيات . ويتم إستخلاص العوامل بطريقة المكرنات الأساسيه فى الخطوات التالية :

١ — نضع وحدات فى الخلايا القطرية ثم نأخذ فى تخمين قيم تتناسب مع التشبع بالمكون الأول. وعمليا يمكن إستخدام أى تخمين ، لكن من الملاحظ أن التخمين غير الجيد يطيل من العمليات الحسابية . نوجد حاصل جمع كل عمود بما فى ذلك الوحدات الموجودة فى الخلايا القطرية . بم نقسم قيمة حاصل الجمع فى كل عمود على أكبر قيمة فى صف حواصل الجمع وهى ٧,٦٨٥ و بقسمة حاصل جمع العمود الأول ٧,٤٥٧ على ٥٦٨٠ على القيمة ٩, ، و بقسمة حاصل جمع العمود الثانى ٢,٦٨٥ على نخصل على القيمة ٩, ، و بقسمة حاصل جمع العمود الثانى ٢,٦٨٥ على كصل على القيمة ١ وهكذا نحصل على بقية الاعدداد المخمنة كالمدول (٤ ــ ١) .

٢ – بعد الحصول على الأعداد المخمنة ، نوجد حاصل ضرب كل عسدد فى قبم الصف الذى يقع أمامه فنحصل على المصفوفة المبينة فى المجدول (٤ – ٢).

جدول (٤-١): مصفوفة الإرتباطات الأصلية والأعداد المخمنة الأولى.

العددالمخدن الأول	_	•	\{	٣	*	•	المتغير
۶۹	,۲۱۱	۱۹۳	۰۱۱۰	٠٤٤٠	۰۰۰۳	(١,٠٠٠)	١
١,٠٠	۲۲۹و	,150	۲۱۳,	۶٥٩,	(1,)	۰۰۰	۲
١,٠٠	۴۱٥	۱۰۸	۲۱۲	(1,•••)	,٤٩٥	,٤٤٠	٣
۸ر	٠٤٠,	٠١٤,	(1,)	۲۱۳	۳۱۳	۱۱۰	٤
۷,	۱۱۲,	(1,)	٠١١و	۱٥٨	,150	۱۹۳	o
,٧	(۱,۰۰۰)	۱۱۲,	۲۵۰	۳۱٥,	,444	,۲۱۱	٦
	7,110	۲,۰۱۸	7,797	7,771	7,000	7,807	
	٧,	٧,	٨و	١,٠٠	١,٠٠	۶۹	

جدول (٤—٢) : مصفوفة الإرتباطات الناتجة بضرب الأعداد المخمنة الأولى في قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الإرتباطات الأصلية.

العددالمخمن الثاني	٦	0	٤	٣	*	1	المتغير
,٩٠	,14.	,۱۷٤	,•99	,447	۳٥٤,	,4	١
١٠٠٠	,۲۲۹	,150	۲۱۳و	,890	1,	۰۰۰۳	۲
,17	،۳۱۰	,101	,414	۱,۰۰۰	,६९०	, \$ 8 •	٣
,٧٧	۲۰۰	۲۲۸	۰۰۸٫	.17•	,۲٥٠	۰۸۸	٤
,78	,•٧٨	۰۰۷,	۲۸۷و	,111	92.4	۱۳۰	0
۰۷۰	,٧٠٠	۰۷۸	۱۷۰,	,۲۲۱	٠٢٦,	۱٤۸	٦
	1,717	1,01	1,444	7,797	۲,٤٦٠	4,418	
	٠٧٠	37,	,٧٧	,47	1,	٠٩.	

٣ - نوجد حاصل جمع كل عمر د بما فى ذلك الخلايا القطرية التى تختلف فى هذه المصفوفة عن الوحدات التى أدخلناها فى المصفوفة الأولى ثم نوجد خارج قسمة حاصل جمع كل عمو د على أكبر قيمة من قيم حواصل الجمع فنحصل على الاعداد المخمنة الثانية المبينة بالجدول (٤ - ٢).

عاصل ضرب كل عدد مخمن فى قبم الصف المقابل له من مصفوفة الإرتباطات الاصلية المبينة بالجدول (٤ – ١) فنحصل على الجدول (٤ – ٢).

٥ — نوجد حاصل جمع كل عمود من أعمدة الجدول (٤ — ٣) ثم بقسمة قيمة كل عمود على أكبر قيمة بين حاصل جمع الاعمدة فنحصل على أعداد مخمنة ثالثة . وهكذا نكرر العملية إلى أن نصل الى تقارب الاعداد المخمنة فى مصفو فتين متتاليتين تقاربا كافيا يتناسب والدقة التي يريدها الباحث .

جدول (٤ – ٣) : مصفوفة الإرتباطات الناتجة من حاصل ضرب الأعداد المخمنة الثانية فى قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الإرتباظات الأصلية .

العدد المخمن الثالث	٦	0	٤	٣	4	•	المتغير
,9	,19.	3778	. 99	,541	.204	,4	1
١,٠٠٠	:474	,120	:414	,540	٠.٠٠	۰۵۰۳	۲
,977	:4.4	,104	.4.4	,4٧٠	٤٨٠	: ٤٢٧	٣
۷٥٢	,194	۲۲٦٫	.٧٧٠	,178	137:	.•٨٥	٤
,771	٠٧٢.	,٦٤٠	,777	۶۱ • ۱	7 · 98	.178	0
,797	۰۰۷,	۰۸۷	,1 70	,۲۲۱	,۱٦٠	۸۶۷.	٦
	l		i		7,270		

جدول (٤-٤): مصفوفة الإرتباطات الناتجة من حاصل ضرب الاعداد المخمنة الثالثة فى قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الإرتباطات الاصلية

العدد المخمن الرابع	7	•	٤	٣	۲	1	المناقر
,91	,19.	,178	,•99	,447	,804	۰۹۰	1
1,	,779	١٤٥,	۲۱۳	,٤٩0	۱,۰۰۰	۰۰۰۳	۲
,9770	،۳۰٥	۱٥٣	,٢٠٦	,977	,٤٧٩	,270	٣
۶۷٤٤٦	۱۸۸و	۶۳۰۸	۲٥٧,	۱٦٠	,240	۰۸۳	٤
٦١٢٠,	٠٧٠	,771	,700	٠٩٨	۶۰۹۰	۱۲۰	•
,7980	,797	۰۷۸	,178	,۲۱۹	,109	,124	٦
	1,774	1,579	1,799	7,440	4,817	7,171	

- Vo -

جدول (٤ – ٥): مصفوفة الإرتباطات الناتجة من حاصل ضرب الأعداد الخنمة الرابعة في قيم الصفوف Y,1VE9710 ,1£70F40 . Y . 19 . 7 . .TIAII. , £ 7073, ,0.1.06 مصفوفة الارتباطات لأصلية . Y. E1Y . . A! \$c 7 0 0 . T , rrr. 01A 0.3.5016 **58448170 7,77,7,7** 100016 . 4774. ۹۲۱۸۷۲۴ ...0176 ٠٢٩٦٠ ٤٤٠ ...0} 1,444.4.011.1.6 ٠٠٠٤ ١٠٠٠ ٠٤٠٥٠٦، . IVETEO. 58777897F , 1VYV14F ٠٠٨٨٧٠, ,10YV.V. ******* Q 1,TVYOTY1 5. £ £ £ Vo ٠٠٠٥٤ ٢٠ و 1177716 ٠٤٧٠٠, ..011416 المدد الخمن الإ ,1117 319TE 41... ۸۸٠3٧٤ ٠٠٧٠٠,

STOPPEA.

5VV00170

... \\\\\\

17.00.7,

JOYVERAT

,t. 80 · 1 · o

11777

0

,11Vr ...

.....

. . 41 - 78 - .

, r £ 9 r A · · ·

.......

A1.1.4A

· 41891A.

.TT1A9088

33V· \\ 0.

. V & • A A • • •

,r.rv1.A.

, 1 Aorr.

,VF41EY

1,1Vr114r

14, rr. 01.4 | 7,81.18r1.

1,7V · 1A0 · F | 1,87 · VAFOT | 1,VA18FA · 1

,187rstyr

,10AV40 £V

, 1 1 A E T · 80

, IVPTOVO.

..VVo1817

,14rer..

,1474K

नःद يونة الإرتباطات الأصلية جدول (٤-١): مصفوقة الإرتباطات النائجة ٠٠٠٠٠٠. ٠٧١٠٠٠, \$0.PV703; ・ドタコ・ソタア・ من حاصل ضرب الأعداد الخدية الخامسة في قيم الصفوف المقابلة .11.114. , 1 80 ,1VYVY £V ,1411744 المدد الخمن الم

نلاحظ من جدول (٤ – ٥)، وجدول (٤ – ٢) أن الأعداد. المخمنة الحامسة والسادسة قريبة من بعضها كما يتضح من الجدول (٤ – ٧). جدول (٤ – ٧): الاعداد المخمنة الحامسة والسادسة.

الدد المخمن	العدد المخمن
السادس	الخامس
,11	,9 1 /
1,	١,
,977779	,9777
,۷۲۹۱٤٢	۸۸۰ ۶۷,
,٦٠٦٠٩٨	۰۰۸۰۶,
,7979	.7972

ولحساب تشبعات المتغيرات بالمكون الأساس الأول نتبع الخطوات التالية:

١ - نوجد مربع الاعداد المخمنة النهائيه كما يتضح من الجدول (٤-٨)-

جدول (٤ - ٨): مربعات الأعداد المخمنة النهائية :

مربع العدد المخمن	العدد المخمن المقرب
,11	,4
١,٠٠٠٠	٠٠٠,
,950.74	,٩٦٧
,087177	,٧٣٩
,44644	,٦٠٦
, \$4.45	,79٣

۲ سنوجد حاصل جمع مربعات الاعداد ونقرب الناتج إلى ثلاث
 أرقام عشرية فنحصل على القيمة ١٣٩٩ ٤٠

۳ ــ نوجد الجذر التربيعى للقيمة ١٢٩٩ عيث يساوى ٢٥٠٣٤٤ عيث العدام المعدد عيث يساوى العدام المعدد عيث المعدد المحدد المحدد المعدد المحدد المحدد

ه ـ نوجد تشبع المنفير الأول بالمكون الأساس الأول ، بقسمة العدد المخمن للاختبار الأول على الحذر التربيعى لمجموع مربعات الأعداد المخمنة وبضرب الناتج في الجذر التربيعي للجذر الكامن الاول أي أن :

تشبع الإختبار الاول= <u>۱٬۰۰۲،</u> × ۱٬۰۰۲ = ۲٬۰۳۶،

رد الإختبار الثانى =
$$\frac{1,0075 \times 1}{7,0755}$$
 = 1,0075 \times الإختبار الثانى = $\frac{1}{7,0755}$

$$'''' = 1,0075 \times \frac{,977779}{,977} = 1,0075 \times \frac{,977779}{,975}$$
 تشبع الإختبار الثالث = $\frac{,977779}{,975} = 1,0075 \times \frac{,977799}{,975} = 1,0075 \times \frac{,977799}{,975} = 1,0075 \times \frac{,977779}{,975} = 1,0075 \times \frac{,97777}{,975} = 1,0075 \times \frac{,9777}{,975} = 1,0075 \times \frac{,977}{,975} = 1,0075 \times \frac{,97}{,975} = 1,0075 \times \frac{,97}{,97} = 1,0$

$$7791 = 1,0078 \times \frac{749187}{7.008} = 3700,1 = 3700,1$$
 تشبع الإختبار الرابع

ومن الملاحظ أن مجموع مربعات هذه التشبعات يجب أن تساوىالجنر الـكامن ٢,٤١٠

ولحساب تشبع الإختبارات بالمكون الاساس الثانى تتبع الخطوات التالية:

۱ — نوجد مصفوفة الإرتباطات نتيجة تشبع المتغيرات بالمكون الاساس الاولكا في الطريقة المركزية لثرستون، كما هو واضح من المصفوفة المبينة بالجدول (٤-٩).

جدول (ع-٩): مصفوفة الإرتباطات الناتجة من تشبعات المتغيرات بالمكون الأساسي الأول:

,079	. 277	370;	,۷۳۸	,٧٦٣	۷۸۶,		
٦	0	٤	٣	۲	١		
۲۳۳;	۲۱۷,	,۲۸۷	,0.4	,078	۶٤٧٢,	•	,784
, 5 • 8	,404	٤٣٠.	,075	,014	,078	۲	۷٦٢,
٠,٣٩٠	۲٤١,	217	,080	.077	,0•٧	٣	,۷۲۸
1791	,۲71	۲۱۸:	۶۱٦,	۶۳۰;	۰۳۸۷	٤	350;
.722	۲۱۳,	,771	,451	,404	,414	0	35°; 77°3,
: ۲۸۰	337:	,۲9٨	,۲۹۰	, ٤ • ٤	۳٦٣,	٦	,709

٢ ــ نطرح قبم مصفوفة الإرتباطات نتيجة المكون الاساس الاول من قبم مصفوفه الإرتباطات الاصلية فنحصل على مصفوفة البواقى الاولى المبينة بالجدول (٤ ــ ١٠).

جدول (٤ ــ ١٠) : مصفوفة البواقي الأولى

المددالمخمن الأول	٦	0	٤	٣	*	1	المتغير
: ٩	.107 -	,172 -	- ۲۷۷,	- ۲۳۰,	۰۲۱ -	,011	١
1						,- ۲۱ -	۲
1	- د۱۰,	- ۱۸۳	- ۲۰۳۰	, 800	- 77 -	- ۲۳۰,	٣
.0 –	- ۸۰۶,	,189	۱ ۱	- ۲۰۳,	,11۷-	,TVV -	٤
						,178 -	
- ٤.	۰۷۲۰	- ۱۳۲,	- ۸۸٠,	,•Vɔ -	,140 -	,107 -	٦
	,171	,۲۸۹	۱۸٦	,449 -	.171 -	۱,۳۱۱ -	

٣ ــ نوجد حاصل الجمع الجبرى لكل عمود فى مصفوفة البواقى الاولى ، ثم نقسم كل قيمة من قيم حاصل الجمع أى العدد ٢٢٩ وبدلك نحصل على الاعداد المخمنة الاولى .

٤ — ولحساب الاعداد المخمنة الثانيه نوجد حاصل ضرب كل قيمة من قيم الاعداد المخمنة الاولى في قيم الصف المقابل لها من مصفو فة البواقي الاولى فنحصل على مصفو فة جديدة كافى الجدول (٤ — ١١) حيث نستخرج منها الاعداد المخمنة الثانية تختلف إختلافا واضحا عن الاعداد المخمنة الاولى ولذلك لابد من إستخراج أعداد مخمنة ثالثة بضرب كل قيمه من قيم الاعداد المخمنة الثانية فى قيم الصف المقابل لها من مصفو فة البواقى الاولى فنحصل على المصفو فه المبينة بالجدول (٤ — ١٢).

جدول(٤ ــــ ١١) ؛ المصفوفة الناتجة منضرب الأعداد المخمنة الا ولى في مصفوفة البواقي الأولى

المددالمخمن الثاني	–	0	£	4	*	1	المتغير
, 50 -	.127	,117 -	- ۶۹۲و	.444 -	19 -	, ٤ ٧٥	1
- ۲۹و	- ۸۸٠,	- ۱۰٤,	09 ~	,• 4 -	۲۰۹	,-11 -	۲
- ۲۶,	,•Vo -	,114-	; ۲۰ ۳–	, 800	- ۱۸۰,	,770 -	٣
۶۸٦,	٠٢٤ -	,·Vo -	- ۲٤۱و	۱۰۲	,.09	,189	٤
١,٠٠	,119	,V·A –	,178 -	,170	,144	,117	0
۶٤۴	- ۲۲۸,	,.04	:-19	,170	٠٧٠	,•11	٦
	- ٥٨٥,	,179 -	,977 -	,879	,271	,£11	

الدد المخمن الثالث	٦	•	٤	٣	*		المتغير
,0.4-	,•7٨	,•07	,170	,119	. • • •	, ۲۳۸ –	1
- ۲۷۵,	,٠٦٨	,•٨١	٠٤٦,	۰۲۰۷	.175-	,• • A	۲
. 2 • 7 -		, -v v	· ^	- ۱۹۱,	,•۲٩	,۱۱۱	٣
,9.7	- ۱۹۰ر	۱۲۸:	·OVA	,170 -	:1•1-	, ۲ ۲۸ –	٤
١,٠٠٠	,124 -	,۷۸۷	:189	,185 -	- ۲۰۸	; : Y	٥
, 740	۲۱۰;	,·oV-	,• ۲۱ –	· • • • •	,·Vo -	,· To _	٦
	٠٠٠,	1,.٧٢	.471	,570 -	,0.9-	,017-	

- م يتضح من جدول (٤ – ١١) ، وجدول (٤ – ١٢) أن الأعداد المخمنة الثالثة الأعداد المخمنة الثالثة والنجاد المخمنة الثالثة والنجاد المخمنة الثالث بلزم استخراج أعداد مخمنة رابعة . وهكذا نكرر العملية إلى أن مصل إلى تقارب الأعداد المخمنة في مصفوفتين متناليدين قربا كافيا .

جدول (٤ —١٢): المصفوفة الناتجة مرضرب الآعداد المخمنة الثااثة فى مصفوفة البواقي الأولى

العددالمخمن الرابع	٦	0	٤	٣	*		التفير
,00.	,•٧٧	٠٠٦٢	,1 ٤ 1	,140	;• 11	- ۲۳۹,	۲
- ۲۷۲ ۶,	٠٨٣,	٠٩٩	,٠٥٦	,•٣٢	,199-	٠١٠,	۲
-۲۳۲۰,		۶۰۷٤		,100-	1	۸۰۱٫	٣
;4174	,• ٤٣ —	,150	,٦١٨	,118-	۰۲۰۱;	,701-	٤
١,٠٠٠	,144—	,٧٨٧	,189	-۱۸۳,	۰۲۰۸ –	,178-	٥
,1978	۲۰۰	۰۳۸ –	-۱٤٠,	۰۲۱ —	,	,• ٤٣-	%
	, 44.	1,17.	1,.71	,8.7-	,078-	.011-	

جدول (٤ – ١٤): المصفوفة الناتجة من ضربالأعداد المخمنة الرابعة في مصفوفة البواقي الأولى

العدد المخمن الخامس	4	0	1	*	Y	1	- Single
,0.49	,•٧٧	٠٦٣,	,181	,150	,•11	,۲٦٨—	١,
- OAYC3c	٠٨٢,	,•4٧	,.00	٠٣٢.	,197-	٠١٠,	۲
,2217	,• ۲۷	,•77	٠٧٤,	,170-	,.40	٠٩٦	٣
,17171	٠٤٤	,127	,777	۰۱۸٦ –	- ۱۰۷	,708—	٤
1,	۳۲۱,	,٧٨٧	,129	-۱۸۳	,۲۰۸-	,178 -	0
,17272							
	,101	1,178	1,.77	, 474	,0.4-	,04.—	

جدول (٤ –١٥): مصفوفة الناتجة من ضرب الآعداد المخمنة الخامسة في مصفوفة البواقي الأولى

العددالمخمن السادس	4	•	٤	*	*	1	- List.
,0· £AA9 -	,· VV	,.75	,181	,140	٠١١,	,۲79 —	1
, £ £ • A A 4 3 3 3	۰۷۹	,•9٤	۰۰۰۳	٠٣١	۱۸۹ –	,• 1 •	۲
, ۲۲۸ • • •	,.40	,.77	,•79	,100 -	۰۲۲	٠٩٠	۲
,97							
١,٠٠٠٠	,144	,۷۸۷	,189	,115-	,۲۰۸-	,178-	0
,• 4 1 7 7 4	,•97	,.14-	,••٦—	,•1•—	۰۲٤ –	,•••-	7
	٦١٠١	1,170	1,.40	,479-	, 297-	,074-	

من مصفوفة الجدول (ع – ١٥) نجد أن الأعداد المخمنة السادسة مازالت تختلف عن الأعداد المخمنة الحامسة ولو أن هذا الإختلاف غير واضح بدرجة وضوحه بين الأعداد المخمنة السابقة . ولسكى نقلل من هذا الإختلاف بدرجة أكبر بلزم إستخراج أعداد مخمنة سابعة . نوجدحاصل ضربكل قيمة من الأعداد المخمنة السادسة في الصف المقابل لهامن مصفوفة البواقي الأولى فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (ع – ١٦) حيث يمكن إستخراج أعداد مخمنة سابعة .

جدول (٤ ـــ ١٦): المصفوفة النانجة من ضرب الأعداد المخنمة السادسة في مصفوفة البواقي الأولى

العدد المخمن السابع	٦	•	٤	٣	*	1	177
,0 2 2 2 7	: • VV	75	,18.	.172	. • 11	.٢٦٧—	1
31VcA73.	• V V	. • 9 ٢	,•04		۰,۱۸٤	,•••	*
.7717-70	,- 40	,• 7•	:•7٧	,1 ٤٩ —		,•٨٧	۲,
.41 84141	,·{{-	,127	,777	,144—	, ۱ · ۸ —	,400 —	
1,	,124-	; V \V	,1 89	,184-	۰۲۰۸-	,178-	0
,.1.27	,• 70	,-14	,••६—	,··V—	,•17—	,•18—	7
	,•7٨	1.177	1.081	777-	-743;	-370	

يتضح من الجدول (٤ -- ١٥) و (٤ – ١٦) أن الأعداد المخمنة السابعة تقترب من الأعداد المخمنة السادسة بدرجة أكبر . ونكتنى هنا يهذه الدرجة من التقارب التي يبينها الجدول (٤ – ١٧).

العدد المخمن السابع	العدد الخون السادس
,0··££TV —	,o· £^^ —
,£4V0A1 2 —	,
: ۲۲۱۲ -7	, TTA • • • •
39184141	,47
١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
,•٦•٣٧٢	,• 44٧٧

ولحساب تضبع المتغيرات بالمكون الأساسى الثانى نتبع الخطوات التالية ::

١ - نوجد مربعات الأعداد المخمنة النهائية بعد تقريبها إلى ثلاثة أرقام عشرية كما بالجدول (٤ - ١٨) وكذلك نقرب المربعات الناتجة إلى ثلاثة أرقام عشرية .

جدول (٤ – ١٨): مربعات الأعداد المخمنة النهائية

مربـــع العدد	العدد الخمن الهائى
,Y o-	,•••
,۱۸٤	,٤٢٩
۰۱۰۳	, 441
MYV	110
١,٠٠٠	١,•••
,€	,•

٢ - نوجد حاصل جمع مربعات الاعــداد المخنمة لنحصل على
 ١١ القيمة ٢٠٢٧٨ .

٣ – نوجد الجذر النربيعي للقيمة ٢٧٧م حيث يساوي ١٥٥٢١.

٤ - نوجد الجذر التربيعي للجذر الكاهن للصفوفة ويساوي أكبر قيمة من قيم حواصل جمع الاعمدة في المصفوفة النهائية أي القيمة ١٩١٧و١ فنحصل على القيمة ١٩٠٦٥٠.

و حد تشبع الاختبار الأول بالمكون الأساسى الثانى بقدمة عدده المخمن على الجذر التربيعى لمجموع مربعات الاعداد المخنمة ونضرب الناتج في الجذر التربيعي للجذر الكامن أي أن :

تشبع الاختبار الأول بالمكون الأساسي الثاني __

$$,788 - = 1,.717 \times \frac{(,0..)}{1,0271}$$

تشبع الاختبار الثانى $=\frac{-(174)}{1,0571} \times 117.00$ و المانى $=\frac{-(174)}{1,0571}$

تشبع الاختبار الثالث == $\frac{-(171)}{1,021} \times 717 \cdot (1 = -171)$

تشبع الاختبار الرابع = -1017 × -177، و = 3۳۰ = 3۳۰ و تشبع الاختبار الرابع = 1,08۲۱

تشبع الاختبار الخامس $=\frac{1,000}{1,0841} \times 1770$, الخامس $=\frac{1,000}{1,0841}$

تشبع الاختبار السادس = بنور × ١٥٠٦٦ × ١٥٠٦١ == ١٥٠

وبعد حساب تشبع المتغيرات بالمكون الأساسي الثانى، نوجد مصفوفة

الارتباطات نتيجة هذه التشبعات كما هو مبين بالجدول (٤ – ١٩)، ثم بطرح قيم هذه الارتباطات من مصفوفة البواقى الأولى نحصل على مصفوفة البواقى الثانية المبينة بالجدول (٤ – ٢٠). وبتكرار العمليات التي أجريت على مصفوفة البواقى الأولى نحصل على تشبع المتغيرات بالمكون الاساسى الثالث. وهكذا إلى أن نثبت بمحكات دلالة العوامل الني سبق أن ذكرناها فى الفصل الثالث، أننا قد إستخلصنا ما يمكن إستخلاصه من عوامل ولم يعد هناك أى تباين ذو دلالة.

جدول (٤ ـــ ١٩): مصفوفة الإرتباطات نتيجة تشبع المتغيرات بالمحكون الأساسي الثاني .

,• ٤1	۰٦۸۸	.78.	,771	,۲90	23.		
7	0	٤	*	۲	1	المتغير	
18	,444	,۲۱۷	;•V٦	,1 • 1	.114	,	337.
,•14	۲-۲,	,۱۸٦	,• 70	.•4٧	,۱۰۱	, Y [,۲90
ľ	ř l			,•70			
,• ۲7 ,• ۲۸ ,• • ۲	,244	,547	,129	,1/7	,۲۱۷	£ ;	,75.
,• ۲۸	,575	.244	,104	:4.4	,۲۳۷	•	AAF.
,	,• ۲۸	,•٢٦	,••٩	,• i Y	31.	٠ ٦	٠٠٤١

جدول (٤ -- ٢٠) : مصفوفة البواقي الثانية

7	0	٤	*	*		المنغير
,177-	.r71-	. 292 -	,781-	,177—	٠٤١,	١
.144-	,211-	.٣.٢-	.125-	۲۳۱;	,177-	۲
·• \ \ \ -	,440-	787 —	,٤٠٦	,177—	.481-	٣
,•VE-	.T.\	,۲۸٥	,484-	.٣.٣-	. ٤٩٤ —	٤
,17	۶۱٤,	٠٢٨٤ —	220-	-113.	-157.	•
۸۱۷,	.17	,·V٤-	· \ \ -	,144-	,177—	4

نشر أخيرا هو تبلنج بحثا قرر فيه أنه يمكن الإسراع من العمليات الحسابية بتحليل مصفوفة مشتقة من مصفوفة الإرتباطات الاصلية ، بتربيعها أورفعها إلى الاس الرابع أو الثاهن أو السادس عشر ، ولتربيع مصفوفة الإرتباطات نضرب قيم كل صف فى قيم الصفوف الآخرى بما فى ذلك الصف فى نفسه ، ثم نوج ـــد بحموع حاصل ضرب كل صفين ونضعه فى الخلية المقابلة كما يلى :

الصف الأول من مصفوفة الإرتباطات الأصلية يحتوى على القيم الصف الأول من مصفوفة الإرتباطات الأصلية يحتوى على القيم ١٩٠٠و ، ١٩٣٠ ، ١١٠و

نضرب كل قيمة فى نفسها ثم نجمع الناتج لنحصل على المجموع 19081 ونضع هذه القيمة فى الحلية (١،١) من المصفوفة المربعة الأولى. ثم نضرب كل قيمة من قبم الصف الأولى أيضاً فى قيم الصف الثانى من المصفوفة ذاتها أى القيم ٥٠٠و، ٥٠٠٠، ١٩٥٥، ١٩٥٠، ١٤٥٠ فنحصل على القيمة ١٩٣٤ والتى نضعها فى الحلية (١،٢) من المصفوفة المربعة وهكذا إلى أن نحصل على المحفوفة المربعة وهكذا إلى أن نحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (٤-٢١) .

نوجدالأعداد المخمنة الأولى وذلك بحساب حاصل جمع كل عمود ونقسم كل قيمة من قيم حاصل الجمع على أكبر قيمة . ثم بضرب الأعداد المخمنة الأولى كل فى الصف المقابل له نحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (٤-٢٢). جدول (٤ ـــ ٢١): مصفوفة الارتباطات الآصلية المربعة

لعدد المخمن الأول	7	•	٤	٣	*	1	المتغير
,4	۶۲۲;	:091	,7.4	1,484	1.778	1,051	1
١,٠	311	:719	۹۰۲	1:474	1,774	1,445	۲
١,٠	,9.٧	,090	,۷۷۳	1.7.4	1;27	1,784	٣
	ł	,984	1	1	Ŧ	1	1
, V	:٤01	1,270	,984	.090	,719	۸۹٥;	0
, V	1,777	,801	,۷۰۸	,9 • ٧	314,	۲۲۷.	٦
	£;AYA	٤,٤٧٦	0,419	٦,0٠٤	7,771	7,- 89	

جدول (٤ – ٢٢) : مصفوفة الإرتباظات الناتجة من حاصل ضرب الاعداد المخمنة الأولى قيم الصفرف المقابلة لها من مصفوفة الإرتباطات الاصلية المربعة

العدد المخمن!	٦	0	£	4	*	1	المتنبر
,•.	,707	۸ ۲۵	:0\$7	1174	1,41.	۱,۳۸۷	١
١,٠٠	· A1 &	:719	; ٩٠ ٢	1;444	1779	1,445	۲
,97	. 4 • V	.040	.٧٧٣	1,7.4	1,474	A37.1	٣
٧٦.	۱۳۶۰,	Vov.	1 109	۱۱۸;	, V YY	,{,	٤
,77	.417	744	,778	: ٤١٧	: 277	۶۱۹;	0
79	,۸۹٠	F17:	: ٤٩٦	:770	;oV-	; O • A	٦
	٤,١٤٦	4,414	٤,٤٨٦	•,٧٧٤	0.477	0,770	

من الملاحظ أن الأعداد المخمنة الثانية تختلف بدرجة واضحة عن الأعداد المخمنة الأولى ولذلك يلزم حساب أعداد مخمنة ثالثة . ويتم ذلك بضرب كل قيمة من الأعداد المخمنة الثانية فى قيم كل صف مقابل لها من مصفوفة الإرتباطات المربعة فنحصل على الصفوفة المبينة بالجدول (٤-٢٣) .

جدول (٤ – ٢٣): مصفوفة الإرتباطات الناتجة من حاصل ضرب الاعداد المخمنة الثانية فى قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الإرتباطات الاصلية المربعة

العدد المخمن الثالث	٦	0	٤	٣	۲	1	المنتبر
,4 • •	,70٢	,047	,024	1,174	1,71.	1,77	1
1,	:۸ : ٤	1719	,۹۰۲	1,207	1:779	1,445	Υ .
,170	:۸۸٠	; 0VV	,٧0٠	1,07.	1,444	1,411	٣
٠,٧٤٠	۰۵۲۸	; V T•	1,.05	:014	,747	, £0 A	٤
,7.٧	,۲۸۰	; Y \\$	۰۸۸	,٣٦٩	387:	,۳۷۱	٥
,797	۸۷۸	۲۱۱,	,٤٨٩	.777	:077	,0 • 1	٦
				0,771			

يتضح أن الإختلاف بين الأعداد المخمنة الثالثة والشانية أقل من الاختلاف بين الأعداد المخمنة الثانية والأولى . وبذلك يمـكن إعتبار أن الأعداد المخمنة الثالثة هي الأعداد النهائية، ونبدأ في إيجاد تشبع الإختبارات بالمكونات الأساسية تبعا للعمليات التي سبق ذكرها .

ومن الجدير بالذكر أن عملية التربيع هذه قد أسرعت من اله صول إلى أعداد مقتر به كما يدل على ذلك الأعداد المخمنة الثانية والثالثة ، في حين أننا لم نتو صل إلى هذا التقريب من مصفوفة الإرتباطات الأصلية إلا بعد الوصول إلى العدد المخمن السادس . ويوضح هذا أن عملية تربيع المصفوفة قد ضاعفت سرعة التقارب بين الأعداد المخمنة . ومن الملاحظ أن الاعداد المخمنة تستخدم كما هي ، بينما يكون الجذر الكامن في حالة تربيع . ولابد قبل إثمام العمليات الحسابية لإيجاد تشبع المتغيرات بالمكونات الاساسية من حساب الجذر التربيعي لمربع المجذر المكامن ، فربع الجذر الكامن من

المصفوفة النهائية يساوى ١٨٤٥ والجذر التربيعي لهذه القيمة يساوي ٢,٤١٧ وهي نفس القيمة التي حصلنا عليها من المصفوفة الاصلية عند إستخراج المكون الاساسي الاول بدون تربيع مصفوفة الإرتباطات الاصلية . فكلها زدنا من تربيع المصفوفة ازدادت سرعة تقارب الاعداد المخمنة . ويقدم هو تيلنج طريقة لحساب البواقي من المصفوفة المربعة ، غير أن هذه الطريقة تحتاج إلى الاحتفاظ بالعديد من الكسور العشريه ، ويحسن عمليا الرجوع إلى المحفوفة الاصلية ثم حساب البواقي وتربيع مصفوفة البواقي .

ويمكن إجراء عملية التحليل بطريقة هو تيلنج بعمليات فيها بعض التعديل عن العمليات التي تناولناهاكما يلي :

١ - نوجد مجموع أعمدة مصفوفة الارتبطات الاصلية فنحصل على
 قيم الصف مح كما هو مبين بالجدول (٤ - ٢٤).

٢ ــ نقسم كل قيمة من قيم الصف بجم على أكبر قيمة فى هذا الصف ،
 وندون النتائج فى الصف ى .

٣ ــ نوجد مجموع حاصل ضرب قيم الصف مح في قيم كل صف من المصفوفة وندون القيم التي نحصل عليها في الصف مح، فمثلانحصل على القيمة الاولى في الصف مج مكذا:

قيم الصف الاول من مصفوفة الإرتباطات الاصلية

قيم الصف عي هي: ٢٩٦٠٢،٦٢١٤٢،٦٨٥،٢٤٥٧ و٢٩٦٠٢،٢١١٠٢

حاصل ضربكل قيمتين متقابلتين كما هو مبين بالسهم

هی: ۲,٤٥٧ ۲,٤٥٧ ۲٫٥٩ ۲۸۹ کور

وبحموع هذه القيم الاخيرة هي القيمة الاولى في الصف بجم. ونحصل على القيمة الثانية من مجموع حاصل ضرب كل قيمةمن قيم الصف بجم في القيمة المقابلة لها في الصف الثاني من مصفوفة الارتباطات. وهكذا نوجد بقية قيم الصف بجم.

ع ــ نقسم كل قيمة من قيم الصف مجم على أكبر قيمة فى هذا الصف وندون النتائج فى الصف ى .

جدول (٤ – ٢٤): مصفوفة الإرتباطات الاصلية

٦	0	٤	٣	۲	1	المتغير
,۲11	,195	,11•	, ٤٤٠	٫۰۰۳	١,٠٠٠	١
,۲۲۹	,150	۲۱۳,	,٤٩0	١,٠٠٠	٫٥٠٣	4
۲۱۰,	,1 c A	,717	1	,٤ ٩ ٥	, ٤٤٠	٢
; ۲0 +	R.	١,٠٠٠				٤
,114	1	,٤١٠	,۱¢٨	,150	,198	•
1,	1	۲۰۰,	۲۱٥;	. ۲۲۹	:۲۱۱	٦
۲,۱۱۷	۲,۰۱۸	Y,Y97	Y:7Y 1	۲,٦٨٥	Y .	, =
٧٨٨٥	۲۱ ۵۷ :	:A001	1,	١,٠٠٠	;9101	ی
FYA:3	£ {VT	0,77+	٦,٥٠٦	٥،٧١٥	٦,٠٥٠	Y SE
,٧٢٦١	,7710	, ۷۹۲ £	,9789	١,٠٠٠	۹۸۸۹	ی

ه ـ نقارن قيم الصفى بقيم الصفى ي فإذا اتفقت بدر جة الدقه المطلوبة فإن عملية النتابع تركون قد تمت وبمكن استخلاص تشبع المنغيرات . وإذا لم

نحصل على الدقة المرغوبة فإننا نواصل عملية النتابع بتربيع المصفوفة. ويتضح من مثالنا هذا أن قيم الصفى ، لاتنفق مع قيم الصفى ، ويلزم لذلك تربيسه مصفوفة الإرتباطات الاصلية فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (٤ - ٢٥) .

٣ ــ نوجد حاصل جمع كل عمود فى المصفوفة المربعة وندون القيم الناتجة فى الصف محم . ولمراجعة العمليات الحسابيه يجب أن تتساوى هذه القيم مع قيم محم فى مصفوفة الارتباطات الأصلية .

وإذا تساوت القيم ننقل قيم السف ي من مصفوفة الارتباطات الاصلية إلى الصف ي في المصفوفة المربعة .

جدول (٤-٢٥): مصفوفة الإرتباطات الأصلية المربعة

						• — — — — — — — — — — — — — — — — — — —
7	•	٤	٣	۲	1	المنفير
,۷۲٦	,091	;7.4	1 7 8 1	1,778	1,051	1
314;	,719	۶۹۰۲:	1.7 7	1;779	1,445	*
,۹۰۷	,090	:۷۷۳	1,7.8	1 27	1,481	٣
: V• A	,988	1,777	,۷۷۳	۶۹۰۲;	,٦٠٢	٤
,201	1,770	,988	,090	,719	,091	0
1.777	,٤01	۶۷۰۸;	,1.٧	,418	۲٦٧,	7
٤,٨٧٨	٤,٤٧٦	0,511	٦٫٥٠٤	٦,٧٢١	7, • £9	y-se
,۷۲٦۱	,7710	37 PV;	,1781	١,•••	,17/1	ی
YY ;///	25,921	۲۹;۸۰ <i>۰</i>	۲۸.٤٣٤	79;707	۳۰,۲۸۰	عـ ا
٧٠١٥,	,777)	,٧٤٩٧	,177٧	١,•••	,ΛΛΥξ	ی

٧ ــ وللحصول على قيم الصف مح ، نوجد بحموع حاصل ضرب قيم
 الصف مح فى قيم كل صف على حدة من المصفوفة المربعة .

۸ ــ نقسم كل قيمة من قيم الصف محم على أكبر قيمة من قيم هذا الصف فنحصل على القيم التي ندونها بالصف ي.

ه -- نقارن قيم الصفين ي وي ، فإذا إتفقت هذه القيم بالدرجة المرغوب فيها من الدقة فإن عمليات التتابع تكون قد إكتملت . وإذا لم لم يحدث الإتفاق فإن عملية النتابع بحب أن تستمر ، وذلك بحساب مصفوفة جديدة من مصفوفة الإرتباطات الأصلية مرفوعة إلى الأس الرابع فإذا لم يحدث الإتفاق نحسب مصفوفة جديدة أخرى مرفوعة إلى الأس الثامن وهكذا ، إلى أن تنفق قيم صفين متتالين .

وفى مثالنا هذا يتضح أن قيم الصفين ي وي لاتتفق الإتفاق المرغوب فيه ولذلك نحست مصفوفة جديدة من مصفوفة الإرتباطات الأصلية مرفوعه إلى الأس الرابع فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (٢٦-٢٦).

جدول (٤ ـــ ٢٦) : مصفوفة الإرتباطات الأصلية مرفوعة إلى الأس الرابع

٦	•	٤	٣	Y	1	المتغير
٤,٩٥٦	٤,١٤٥	0,-11	٧,٢٤١	٧,٥٠٠	7,47.	•
0,040	15,704	٥٫٧٨٢	٧,٩٦٨	۸٫۳۱۳	٧,٥٠٠	*
0,501	٤,٤٤٨	0,009	٤٠٨٠٧	٧,٩٦٨	٧,٢٤١	٣
٤,١٨٢	٤,٢١٠	0,.40	٥,٥٠٩	۲۸۷و۰	0,.11	٤
3,445	۲,۷۹۷	٤,٢١٠	٤,٤٤٨	٤,٦٥٣	٤,١٤٥	
٤,٣٣٥	4,448	٤,١٨٢	0,201	0,070	٤,٩٥٦	7
27,754	۲٤,0٤٧	۲۹,۷ ۸۹	۳۸,٤۲۱	41,751	۳۰,۸۱۳	محد
,7981	٦١٧٧,	,۷٤٩٦	,477٨	١,٠٠٠	۹۰۱۲,	ی
3.475	1.2759	1,7401	۲,۳۲٥٥	T: £17•	7 17/1	و,
				•	۱۰,۰۸٥٥	مح ی و ا
					4,140	/ ب ج ی و ا
					,410.	√عی و ،

[•] ١ - نقارن قيم الصف ى التى حصلنا عليها بعد رفع مصفوفة الإرتباطات الآصلية إلى الاس الرأبع بقيم الصف ى فنجد أنها متقاربة ويمكن أن نعتبرها متفقة . وبهذا ننتهى من عملية التتابع . ولإ يجاد تشبعات المكون الاساسى الاول نتبع الحطوات التالية :

(م ٧ - التحليل العاملي)

١ - نوجد مجموع حاصل ضرب قيم كل صف من مصفو فة الإر تباطات الاصلية في قيم الصف ي وندون القيم التي نحصل عليها في الصف و . .

٢ - نوج^ر تشبع كل متغير بالمكون الاساسى الاولى باستخدا مالمعادلة
 التالية .

حيث محى و هى بحموع حاصل ضرب قيم الصفى ، فى قيم الصف و الساوى هذه القيمة هناه ١٠٥٠ و جذرها التربيعى ١٧٥٠ و مقلوبها يساوى ١٠٥٠ و بضرب كل قيمة من قيم الصف و الى مقلوب الجيد التربيعى ١١٥٠ و بضرب كل قيمة من قيم الصف و المنافية على تشبع المتغيرات بالمكون المساسى الاول التالية : ١٨٦٠ ، ١٦٠٠ ، ١٦٠٠ ، ١٦٥ و على التربيب و لا يجاد تشبع المتغيرات بالمكون الاساسى الثانى نتبع المتغيرات بالمكون الاساسى الثانى نتبع المتغيرات بالمكون الاساسى الثانى نتبع المخطوات التالية :

۱ — نوجد مصفوفة الإرتباطات من تشبع المتغيرات بالمكون
 الاساسى الاول فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (٤ – ٢٧).

٢ - ثم نطرح مصفو فة الإرتباطات نتيجة تشبع الإختبارات بالمكون الاساسى الاول من مصفو فة الارتباطات الاصلية فنحصل على مصفو فة البواقى الاولى المبينة بالجدول (٢٨-٤).

جدول (٤-٤٧): مصفوفة الإرتباطات نتيجة المكون الأساسي الأول

,079	; ٤٦0	٥٦٦	۲۲۷,	۱۲۷,	,711		
7	0	٤	٣	۲	1	المتغير	
,٣٦٣	۲۱۹	۸۸۸	ه٠٥,	,077	,541	,	77.77
۶٤٠٣	,405	,571	,٥٦٠	,٥٧٩	٥٢٢٠	۲	,٧٦١
.774	۲۶۳۰	٤١٧و	,0 { Y	,٥٦٠	,000	٣	,٧٢٦
,۲99	۲٦٣	۶۲۲۰	٤١٧و	٤٣١,	۳۸۸	٤	,०२२
, ۲۶۶,	,۲۱٦	۲٦٣	,457	٤٥٣و	۳۱۹و	0	,٤٦0
٠٨٠,	: ٢٤٦	,799	۳۸۹	٤٠٣	۲٦٣و	٦	,079

جدول (٤ ــ ٢٨): مصفوفة البواقي الأولى

٦	0	٤	٣	۲.	1	المتغير
,107 —	,177 —	,۲۷۸ —	,•70 -	,•19 —	,079	1
,175 —	۲۰۹ —	۱۱۸	۲۰۰۰	١٢١و	۰۱۹ —	۲
- ۷٤٠	۰۱۸٤	- ۲۰۶و	,201	- ۲۰۰۰	۲۰	٣
٠٤٩ —	۱٤٧و	۰۸۶	- ۲۰۶و	۰۱۱۸ –	۰ ۸۷۲,	٤
- ۱۲٤,	۶۷۸٤	١٤٧,	۱۸٤ و	- ۲۰۹,	,177 —	0
۰ ۱۲۶ -	,178 —	- ۶۹ م	۰۷٤ –	۰۱۷٤ –	,107	٦

٣ ــ وبتطبيق نفس الخطوات التي إتبعناها مع مصفوفة الارتباطات الاصلية نحصل على تشبع المتغيرات بالمكون الاساسي الثاني. وهكذا إلى أن نحصل على مصفوفة بواقى لا يمكن أن نستخلص منها عوامل ذات دلالة.

وما تناولناه عن طريقة المكونات الاساسية لهوتيلنج يقوم على استخدام الوحدات في الخلايا القطرية الرئيسية والطريقة كوسيلة حسابية يمكن إستخدامها بدلا من الطريقة المركزية للحصول على تشبع المتغيرات بالعوامل المشتركة باستخدام الاشتراكيات بدلا من الوحدات في الخلايا القطرية وتمتاز هذه الطريقة على الطريقة المركزية في أنها تستخلص أقصى قدرا من التباين بين المتغيرات في العوامل المتتابعة .

عرتيذالاجتمال الأفضى

The Maximum Likelihood Method

لقد إستخدم لولى Lawely طريقة الاحتمال الأقصى التى وضعها فيشر في تقدير تشبع العوامل وتقوم هذه الطريقة على إستخلاص أكبر قدر عكن من البيات التى تتضمنها مادة البحث ، لكن هناك بعض الفروض الأساسية اللازمة عند تطبيق هذه الطريقة . ويقرر الفرض الأول أن كل من درجات الاختبار والعوامل يجب أن تكون موزعة توزيعاً إعتداليا. وقد يوجه بعض النقد إلى التوزيع الإعتدالي إلا أنه يبدو أن الإبتعاد أو الحيود عنه ليس فيه إلا خطورة قليلة . ويتعلق الفرض الثاني بتقرير عدد العوامل العامة والحاصة حيث يجب تحديد عددهذه العوامل تحديداً مبدئياً .

تنميز هذه الطريقة بأنها تؤدى إلى تقديرات دقيقة لتشبع العوامل بدرجة كبيرة . كما أنها تقدم وسيلة تقوم على إختبار كا ، لتقرير مدى دلالة العوامل التي نستخلصها ، لكنها تنطلب جهدا كبيرا في العمليات الحسابية .

ولشرح هذه الطريقة سنتناول مثالا عددياً إستخدمه لولى . فقد طبق ثمانية إختبارات على ٤٣؛ فردا ، وحصل على الارتباطات المبينة بالجدول (٥ – ١) مع وضع الوحدات في الخلايا القطرية ، وإفترض لولى وجود عاملين مشتركين مع بعض العوامل الخاصة لتفسير إرتباطات الاختبارات فيما بينها .

جدول (٥-١): مصفوفة الإرتباطات الأصلية

٨	٧	٦	0	٤	٣	۲	•	المتغير
,०५६	۱۲٥و	٠٥٥,	۰۰۰,	,٤٥٧	٥٠٠٥	۳۱۲	٠٠ و١	1
۲۸۸	۶۳۳۹	,174	۲۷۹	۲۱٦,	,٤٦٠	١,٠٠٠	۲۱۲و	۲
۲۲۲و	٤٣٣,	,۲0۸	۰۸۲٫	٤٩٣و	٠٠٠و ١	,٤٦٠	ه٠٤,	٣
۶۸٦,	٥١٦و	۲۲۲و	۰٤٦٠	۰۰۰و۱	٤ ٣٩.	۲۱٦,	, £ > V	٤
٤١٧,	, ٤٤١	۲۴۹	۰۰۰و۱	,٤٦٠	۰۸۲۰	,۲۷۹	۰۰۰,	0
۲۳۲و	۲۰۲و	۰۰۰و۱	۲۳۹	۲۲۲و	,۲0۸	۱۷۴و	۰۵۰و	٦
,0 8 V	٠٠٠٠	۳۰۲و	,٤٤١	۱۹٥,	٤٣٢,	,449	۰۲۱,	٧
١٠٠٠	,057	,۲7۲	٤١٧و	٤٨٦,	۴۲۲	۲۸۸	,०५६	٨
							<u> </u>	

ونتبع فى تحليل هذه المصفوفة طريقة التقريب المتتابع Successive ونتبع فى تحليل هذه المصفوفة طريقة النهائية فى خطوات متنابعة . وتبدأ العمليات الحسابية بوضع قيم إفتراضية للتشبعات وعمكن إستخدام طريقة أخرى فى تحديد قيم هذه التشبعات كإستخدام الطريقة المركزية مثلا . ومن الملاحظ أنه كلما كانت القيم الإفتراضية قريبة من التشبعات الحقيقية ، كلما إحتجنا إلى خطوات أقل من العمليات الحسابية . ونفترض فى هذا المثال التشبعات المبينة بالجدول (٥ — ٢) .

المول (٥ ٢): نشبع الإختبارات بالعاملين المشهر دين	ول (٥ - ٢) : تشبع الإختبارات بالعاملير	جدو
---	--	-----

٨	V	٦	0	٤	۲	Y	1	المنغير
,٧٠	,۷۲	, 5 •	,٦٢	,77	,77	٠٥,	٫۷۲	تشبع العامل الأول
,۲۹	• •	۶۰۲	۶٠٦	,• ^	.٤٧-	-۲۷و	,۱۷	تشبع العامل الثانى
,2709	. £0V1	,8397	,717.	,001.	4540	,7771	,5777	التباين الخاص

نحسب قيمة التباين الخاص لـكل إختبار بطرح بحموع مربع التشبعات من التباين الـكلى الذي يساوى الوحدة . فمثلا مربع تشبع الاختبار الأول بالعامل الأول يساوى ٧٣. × ٧٣. = ٥٦١٨، ومربع تشبعه بالعامل الثاني يساوى ٧٧. × ٧٨. = ٢٨٩٠.

مجموع مربع التشبعين = ٥٣٢٩و + ٢٨٩٠و = ٥٦١٨، تباين الاختبار الخاص = ١,٠٠٠ – ٥٦١٨, = ٤٣٨٢, وهكذا بالنسبة لبقية الاختبارات .

ويمكن من جدول الارتباطات الاصلية وجدول تشبع الاختبارات بالعاملين المشتركين حساب قيم أخرى للتشبعات ويتمذلك بالخطو ات التالية:

١ -- نقسم قيم تشبع الاختبارات الثمانية بالعامل الاول على القيم المقابلة للتباين الخاص لكل إختبار . فثلا نقسم تشبع الإختيار الاول بالعامل الاول (٧٣) على تباينه (٤٣٨٢) لنحصل على القيمة ١٩٦٦٠ وهكذا نحصل على القيم الاخرى ثم ندونها في الصف ، المبين بالجدول (٣٠٥).

٣ - نوجد مجموع حاصل ضرب قيم الصف ا فى كل صف على حدة
 من مصفو فة الارتباطات الاصلية هكذا :

قيم الصف الاول من مصفوفة الإرتباطات الاصلية

قيم الصف أ ٦٦٦٦ ٧٣٨, ١٦٩١، ١٦١١، ١٦١١، ٢٦١، ٢٥٩١ ع٢٠،١

نوجد حاصل ضرب كل قيمتين متقابلتين لنحصل على القيم التالية:

۱۹۶۳, ۱۹۳۱, ۱۹۳۰,

٣ ــ نوجد باقى طرح كل قيمة من تشبع الاختبارات بالعامل الاول من القيم المقابلة فى الصف ب. فالقيمة الأولى فى الصف ب (١٩٤٧) ، والقيمة الأولى من جدول التشبعات (٧٣٠) فيكون باقى طرح القيمتين هو القيمة الأولى من جدول التشبعات (٧٣٠) فيكون باقى طرح القيمتين هو القيمة ١٩١٧ ، وهكذا نكرر حساب بقية القيم وندونها فى الصف س بالجدول (٥ ــ ٣) .

٤ -- نوجد بحموع حاصل ضربكل قيمة من الصف ا في القيمة المقابلة لها من الصف س ، لنحصل على القيمة هـ٢٠ ثم نوجد الجذر التربيعي لمقاوب هذه القيمة أى / _____ حيث يساوى ١٤٧٨٩.

٥ -- ولحساب تشبع الإختبارات الجديدة بالعامل الأول ، نوجد الصف س ،
 حاصل ضرب القيمة √ _____ فى كل قيمة من قيم الصف س ،
 فنحصل على الصف ء الذى تمثل قيمه التشبعات الجديدة .

جدول (ه ــ ٣): حساب تشبع الاختبارات بالعامل الأول

٨	V	7	0	٤	٣	4	1	
1,788	1,097	,٤٧٦	1,.15	۱٫۱۸۲	1,971	,۷۳۸	1,777	1
0,817	0,757	۳,۱۰۰	٤,٨٣٠	0,179	0,127	4:740	0,757	ب
٤,٧١٢	٤:٩١٧	۲,۷۰۰	٤,٢١٠	٤,٤٦٩	£ £VY	4,440	٤,٩١٧	س
,797	,۷۲۷	,499	,777	,771	,771	;0.4	,۷۲۷	5

٦ نوجد مصفوفة الإرتباطات نتيجة تشبع الإختبارات بالعامل الأول المبينة بالجدول (٥ – ٤) ثم بطرح قيم هذه المصفوفة من قيم مصفوفة الارتباطات الأصلية نحصل على مصفوفة البواقي الأولى كا بالجدول (٥ – ٥).

٧ ــ للحصول على تشبع الإختبارات بالعامل الثانى نتناول مصفوفة البواقى الأولى بنفس العمليات التى سبق ذكرها مع إستخدام تشبع الاختبارات بالعامل الثانى.

جدول (ه – ٤): مصفوفة الإرتباطات نتيجة تشبع الإختيارات بالعامل الأول

,797	, ۷۲۷	,۳۹۹	,777	177.	,171	,0.7	,۷۲۷,		
٨	٧	٦	0	٤	٣	۲	•	المتغير	
;0•V	.079	۰۹۲	. 207	,٤٨١	,٤ ٨ ١	9٣٦٥	,079	1	, V
۲٥٠,	۲٦٥;	,14•	۲۱۳و	۲۳۲,	,444	,707	,470	۲	٫٥٠٢
173.	٤٨١,	,٣٦٤	,517	۲۲3:	,٤٣٧	,444	٤٨١,	٣	,771
,571	,501	,478	۶۱۲,	,٤٣٧	,£٣V	444	,٤٨١	٤	,771
, 24.5	٤٥٢و	,459	۸۸۲	.£17		۲۱۲,	,204	٥	,725
,۲۷۸	٠٩٠,	,109	, Y	,778	,۲٦٤	۲٠٦.	۲۹۰,	٦	,۳۹۹
,o • V	,٥٢٩	٠ ٢٩,	,507	۱۸٤٠	,٤٨١	,۲٦٥	,079	٧	,۷۲۷
,٤٨٦	, 0 • V	, ۲ V A	, ٤٣٤	; ٤٦١	,271	,400	۰۰۷,	٨	5 79V

جدول (٥-٥): مصفوفة البواقي الأولى

٨	V	7	0	٤	٣	۲	1	المتغير
,.01	;•• \ —	,• ٦•	,• ٤ ٧	,•Y&—	,·V٦-	,- c r	٤٧١	١
,.7٢-	,•٢٦-	, • ٣٢	,•٣٣—	,•17—	,178	,V & A	,.04-	۲
.144-	,· { \ -	,••٩—	,• * r—	. • ٤٣ —	:075	,171	,• V ٦-	٣
,. ۲٥	٠٣٠:	,- ٤٢	.• ٤ ٨	:074	,• ٤٣–	,-17-	;·Y{-	٤
	۰۱۱	,•1•	717	;• ٤ ٨	;•**-		,· ٤ V	٥
17-	,-17	,121	۰۱۰	٠٠٤٢	,••٦-	, - 44-	. • 7 •	٦
,• ٤ •	٤ ٧١	,•1٢	,•11	۰۳٥	· • £ / ~	,•٢٦-	,•· \ -	٧
310,	٠ ٤ ٠	• १७ —	,• 1 V—	:•40	-۱۲۸	,• 7 ۲-	,-01-	٨

وهناك طريقه أخرى مختصرة لحساب تشبع الاختبارات بالعامل الثانى تقوم على إستخدام مصفوفه الارتباطات الاصلية وتتلخص خطواتها فيما يلى:

المقابلة لها من النباين الحناص لمكل إختبارات بالعامل الثانى على القيمة المقابلة لها من النباين الحناص لمكل إختبار . فتشبع الاختبار الأول بالعامل الثانى ١٧ و و تباين الاختبار الحناص ٢٣٨٤ و. فيكون خارج قسمة ١٧ و على الثانى ١٧ و مساويا للقيمة ٣٨٨ و الني ندونها فى الصف ه من الجدول (٥-٦) و هكذا نحصل على القيم الأخرى فى الصف .

٢ - نوجد المجموع المكلى لحاصل ضرب قيم الضف ه فى كل صف
 على حدة من مصفوفة الارتباطات الاصلية هكذا :

قيم الصف الأول من مصفوفة الارتباطات الأصلية

..., 1717; 0.3; VO3, ..., .07. 170; 350;

قيم الصف هـ ٣٨٨و – ٣٩٩, – ١,٣٦٨ و ٩٩٠ و ٠٢٤؛ ٢١٩, ٦٨١، ثم نوجد حاصل ضرب كل قيمتين متقابلتين فنحصل على القيم التالية :

MY, -371, -300: 000, 120: A... 311, 3MY,

ثم نوجد حاصل جمع كل هذه القيم لنحصل على القيمة ٢٣٠٠. نكرر هذه العملية بالنسبة لبقية صفوف جدول الارتباطات الاصلية وندون الفيم فى الصف و من الجدول (٥ – ٦).

 $\gamma = i_0 + i_0$ وذلك بطرح كل $\gamma = i_0$ وذلك بطرح كل قيمة من قيم تشبع الاختبارات بالعامل الثانى من القيم المقابلة لها بالصف و γ من باقى الطرح ، قيمة حاصل ضرب القيمة المقابلة من الصف ء من الجدول ($\gamma = i_0$) فى معامل التصحيح هكذا :

باقى طرح قيمة تشبع الاختبار الأول بالعامل الثانى من القيمة المقابلة من الصف و = ٣٠٠, -١٧٠, المعامل التصحيح يساوى المجموع السكلى لحاصل ضربكل قيمة من قيم الصف ه فى القيمة المقابلة لها من الصف ء أى - ٢٣٤,

وهكذا نتبع نفس العمليات لحساب بقية قيم الصف ز . ومن الجدير بالذكر أنه كلما زاد عدد العوامل زادعدد عوامل التصحيح التى نستخدمها فى إزالة أثر الإرتباطات نتيجة تشبع الإختبارات بالعوامل ومن الملاحظ أن عدد معاملات التصحيح تقل بمقدار واحد عن عدد العوامل التي يراد حساب التشبعات بها وبعبارة أخرى إذا كان هناك عدد مر من العوامل فإن عدد معاملات التصحيح يساوى مر سر من العوامل فإن عدد معاملات التصحيح يساوى مر سر م

ع بعد إبجاد قيم الصف ز، نحسب القيمة له؟ وذلك بإبجاد المجموع السكلى لحاصل ضرب كل قيمة من قيم الصف ه فى القيمة المقابلة لها فى الصف ز . ثم نوجد الجددر التربيعي لمقلوب القيمة له؟ أى.

$$\frac{1}{e} = \frac{1}{e} \frac{1}{e}$$

فالقیمة لی،
$$= \frac{1}{6}$$
 ناهیمه لی، $= \frac{1}{6}$ بادر د

ولحساب تشبع الإختبارات الجديدة بالعامل الثانى ،نوجد حاصل ضرب الله في كل قيمة من قيم الصف ز . فتشبع الإختبار الأول الجديد الهامل الثانى = ١٧٧ و × ٥٠٠٠ و = ١٦٨ و . وهكذا بالنسبة لبقبة القيم والتى ندونها فى الصف ح .

جدول (٥ –٦): حساب تشبع الإختبارات بالعامل الثانى

٨	٧	٦	٥	٤	٣	*	1	
۱۸۲,	,719	,• 4 8	,•91	١٤٢	1,477-	,499-	۲۸۸	<u>ھ</u>
۰۸۰,	۱۹۰و	۰۲۸	۱۱۲و	١٥٠,	-۹۸۰ر	-۲۰۰,	۰۲۲۰	ر
[[, ٤٩٥-		{	
,791	۱۰۲	٠٢٦,	,٠٦٥	۰۸۱	-۱۷۶۰	-۶۳۲,	۱٦٨	ح

وإذا كان هناك إختلاف واضح بين التشبعات الجديدة والتشيعات الني نبدأ بها التحليل ، فإننا نكرر العمليات التي تناولناها باستخدام التشبعات الجديدة لنصل إلى تشبعات جديدة أحرى . وهكذا إلى أن يقل الإختلاف بين التشبعات التي نبدأ بها التحليل والتشبعات التي نستخلصها . ومن الجدير بالذكر أننا نحتاج عادة تكرار إستخلاص التشبعات مرة واحدة ، وذلك لأن التشبعات التي نبدأ بها التحليل غالباً ما تكون قريبة من التشبعات الحقيقية التي نجاول إستخلاصها ، ويتضح ذلك من الجدول (٥ – ٧) الذي يبين تشبع الاختبارات النهائية بالعاملين وتشبع الاختبارات النهائية بالعاملين وتشبع الاختبارات التي بدأنا بها عملية التحليل .

جدول (٥ – ٧) : مقارنة تشبع الاختبارات النهائية بتشبعانها التي بدأنا بها التحليل

I	i 				٣	۲	1	
,798	; ٧ ٢٦	,499	;744	,771	. 778	۰۶۰۳	.۷۲٥	تشبع الإختبارات بالعامل الأول
,491	۲۰۱;	.• ۲۷	٦٠٩	۰۸۷,	,٤٦٨ —	. ۲71 —	,177	تشبع الإختبارات بالماءل انثانى
. 272	,877	٠٤٨	٦٠٧	,007	٠٤٠;	.774	,{{0	التباين الخاص

ويمكن بعد إستخلاص العوامل أن نخضعها لعملية الندوير حتى نصل بها إلى وضع سبكولوجى نرتضيه . ولكن يجب قبل عملية الندوير أن نتأكد من دلالة العوامل . وهذا أمر تواجهه طرق التحليل العاملي المختلفة حيث يجب ألا يكون الهدف من التحليل هو مجرد إستخلاص العوامل دون معرفة دلالهها . والنقد الموجه إلى غالبية طرق التحليل يأتى من أنها لا تحدد لنفها من مقاييس الدلالة ما يمكن أن نستخدمه بدقة في تقرير ما إذا كانت العوامل المستخلصة ذات دلالة أم لا . وتقدم طريقة الاحتمال

الأقصى وسيلة مرضية لقياس دلالة العوامل التي نستخلصها، بشرط أن يكون عدد أفراد العينة التي نطبق عليها الاختبار ات كبيرا نوعا. ويتم قياس دلالة النشبعات بالخطوات التالية:

١ - نوجد مصفوفة البواقى بعد إستبعاد أثر الإرتباطات نتيجة تشبع المتغيرات بالعاملين. ويستخدم لهذا الغرض التشبعات النهائية التي ينتهى إليها التحليل. ثم ندخل قيم التباين الخاص لكل إختبار فى الحلايا القطرية من مصفوفة البواقى فنحصل على المصفوفة المبينة بالجدول (٥ - ٨).

جدول (٥ - ٨): مصفوفة البواقي

٨	٧	٦	0	٤	٣	۲	1	U:nc
,•11	۰۲٤	,.07	,•٣٦ —	۰۳۷	,••{	۰۰۸ –	,	•
					,••\$	i		j :
٠٠٢	٠٠١,	٠٠٦,	,••1 —	۲۰۰و	۰۶۲۶	۶۰۰٤	٤٠٠و	٣
۶۰۰۲	۰۲۷,	5· EE —	۶۰٤۳	۲۵٥و	۰۰٤ —	۶۰۰٦	۰۳۷ —	٤
,.40 —					i 3			
					۶۰۰٦			
	:				٠٠١,			
٤٣٤,	۱۲۰و	۰۲۳	,•40 —	۶۰۰۲	,··۲ —	٠١٥,	٠١١,	٨

۲ — من مصفوفة البواقى هذه يمكن حساب المعيار الذى نرمز له بالرمز ع لنقرر ما إذا كان إفنراض وجود عاملين فقط يجب قبوله أو رفضه . نوجه مربع كل قيمة من قيم مصفوفة البواقى ثم نقسم مربع القيمة

على حاصل ضرب قيمتى الحليتين القطريتين المقابلتين ، هكذا . مربع باقى الإختبارين ٤ ،٧ = (٠٢٧ ,)٢

حاصل ضرب قيمتي الخليتين الفطريتين الإختبارين ٤، ٧ == ٥٥٠, × ٤٦٢.

وخارح قسمة القيمتين
$$=\frac{(0.7)}{577 \times 5773} = 770.$$

و بتكرار هذه العملية السابقة نحصل على ٢٨قيمة حيث يوجد هذاك ٢٨ قيمة من البواقي . و بجمع هذه القيم وضربها في عدد أفر ادالعينة (٤٤٣ فردا) نحصل على قيمة المعيارع أى ٢٠٠١ . وعندما يكون أفر اد العينة كبيرا نوعا فإن توزيع قيم المعيارع يشبه تقريباً توزيع كا بدرجات حرية تحددها المعادلة التالية :

وحيث أن ن في مثالنا هذا تساوى ثمانية إختبارات ، م تساوى عاملين فإن عدد درجات الحرية تساوى ﴿ [(٨ - ٢) ٢ - ٨ - ٢] == ١٢ درجة . وبالكشف في جدول كا بدرجات حرية ١٣ نجد أن مستوى دلالة ١٠, هو ٢٧,٧ . ويعنى هذا أنه إذا كان إفتراض وجود عاملين صحيحاً ، فإن فرصة الحصول على قيمة للمعيار ع أكبر من القيمه ٢٧,٧ هي ١ في المائة. وعلى ذلك إذا حصلنا على قيمة للمعيار ع أكبر من القيمة ٢٧,٧ فسيكون هناك ما يبرر رفض الفرض السابق أى إفتراض وجود أكثر من عاملين . ولكن قيمة المعيار ع في مثالنا هذا هي ٢٠٠١ فقط أى أقل من عاملين . ولكن قيمة المعيار ع في مثالنا هذا هي ٢٠٠١ فقط أى أقل من

مستوى دلالة ١ فى المائة بدرجة واضحة . وبذلك لا يكون هناك أى أساس لرفض ما أقناه من إفتراض . ومعنى هذا أنه لا يوجد ما يبرر إفتراض وجود أكثر من عاملين . وجدير بالذكر أن نؤكد أن مقياس الدلالة الذي تناولناه لا يفيد فى حالة إستخدام طرق آخرى غير طريقة الإحتمال الآفصى . وذلك لأن قيمة كا تمكير بدرجة واضحة عا يسبب زيادة مدى دلالتها .

الطريقة الفطت ربتر

The Diagonal Method

تعتبر الطريقة القطرية طريقة بسيطة . لكن تطبيقها ينطلب نقديرا دقيقا للإشتراكيات . ويمكن إستخدامها مع جدول إرتباطات من أى حجم . وفيما يلى شرح لخطوات هذه الطريقة باستخدام مصفوفة الإرتباطات المبينة بالجدول (٦ – ١) مع وضع الإشتراكيات المعروفة فى الخلايا القطرية الرئيسية .

جدول (٦-١): مصفوفة الإزتباطات الأصلية مع الاشتراكيات فى الخلابا القطرية الرئيسية

٥	٤	٣	۲	1	المتغير
۸٥٫	٤٠	۲۳,	,٤٨	,04	1
۷۲,	,۱٦	••	,٦٤	۸٤٫	*
۴٠و	,77	,۸۱	• •	۳٦	٣
,۲٥	۰۵۴	٦٣,	۲۱,	۰۶۰	٤
,47	۲۰,	,•٩	,۷۲	۸٥٫	•

١ - نضع مصفو فه عامة لجدول التشبعات العاملية كما هو مبين بالجدول
 ٢ - ٢) . ويلاحظ من الجدول أن كل قيم الخلايا التي على يسار الخلايا
 القطرية الرئيسية قيما صفرية وأن عدد العوامل لايكون معروفا في هذه

المرحلة من التحليل. وعلى ذلك تركت مواضع خالية بقدر ماهناك من متغيرات رغم أننا نتوقع أن يكون عددالعوامل أقل من عدد الإختبارات.

٢ – بما أن إشتراكية المتغير تساوى بحموع مربعات تشبغاته العاملية المشتركة وأن تشبعات المتغير ١ بالعوامل الآخرى غير العامل الأول قيما صفرية فإن ٢٠, = ه٠,٠

 $|\gamma\rangle = \sqrt{\alpha} = \sqrt{\gamma} = \sqrt{\gamma}$ $= \sqrt{\gamma}$

ھ*		المنفير				
	0	٤	٣	۲	•	
ه۲,	•	•	•	•	",1	,
ه۲	•	•	•	44	141	*
ه"	•	•	44	74.	141	٣
ه۲,		\$ \$	4.5	4 8	15	٤
* * A * * A * * A * * A * A * A * A * A	••	1 0	70	40	10	•

ويمكن حساب تشبع المتغيرات الأخرى بالعامل الا ول ، حيث أن الإرتباط ببن متغيرين يساوى مجموع حاصل ضرب تشبعهما بالعواهل للشتركة . وعلى ذلك فإن .

$$c_{\gamma\gamma} = |_{\gamma\gamma}^{-1}|_{\gamma\gamma}^{-1}$$
 $c_{\gamma\gamma} = \frac{|_{\gamma\gamma}^{-1}|_{\gamma\gamma}^{-1}}{|_{\gamma\gamma}^{-1}|_{\gamma\gamma}^{-1}} = e^{i|_{\gamma\gamma}}$
 $c_{\gamma\gamma} = \frac{\lambda^{2}}{|_{\gamma\gamma}^{-1}|_{\gamma\gamma}^{-1}} = rorr,$

$$e^{ij} \frac{1}{i} = \frac{c_{ij}}{l_{ij}} = \frac{c_{ij$$

ونستنتج من هذا أن المعادلة العامة لحساب تشبع المنغيرات بالعامل الأول بعد تحديد قيمة ا, أى تشبع المتغير الأول بالعامل الأول هي :

$$1\frac{7}{7} + 1\frac{7}{7} = 6\frac{7}{7}$$

$$1\frac{7}{7} = 6\frac{7}{7} - 1\frac{7}{7}$$

$$1\frac{7}{7} = \sqrt{67} - 1\frac{7}{7}$$
eillise in ai $6\frac{7}{7}$, $1\frac{7}{7}$

امم = \ الآر تباط بين المنغيرين يساوى بحموع حاصل ضرب تشبعهما وبما أن الإرتباط بين المنغيرين يساوى بحموع حاصل ضرب تشبعهما والعوامل المشتركة فإن

رم = ام، ام، + ام، ام، + ام، ام، + ام، ام، + ام، ام، ام، ام، ام، ام، المنافية تحتوى على ولما كانت حواصل الضرب بعد القيمة الأثولى والثانية تحتوى على قيم صفرية فان المعادلة بمكن إختصارها إلى

Cyy == 171 171 + 177 177

 $\frac{C_{77}-\frac{1}{1}}{1}$ و بالتعویض عن القیم للعلومة $\frac{1}{1}$

 $\frac{AA_1}{\frac{1}{1}} = \frac{AA_1}{\frac{1}{1}} = \frac{AA_1}{1}$

 $=\frac{(70084 \times 7707) - 17}{1000000} = -3173$

ا ۵۰ == ۲۰۱ ا ۱۰۰ == ۱۰۰ ا

 $=\frac{(7077, \times 73.0.)}{1713} = 1713$

وفيها يلى المعادلة العامة للحصول على تشبع المتغير م بالعامل الثانى بعد حساب تشبع المتغير ٢ بالعامل الثانى أى ١٧، :

$$\frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$

وبهذا يتضح أن الخطوة الأولى فى حساب تشبع المتغير أن بمعامل ماهى دائماً إبحاد قيمة التشبع فى الخلية القطرية الرئيسية لهذا العامل.

وبالنسبة للمامل الثالث فإن

$$1^{7}_{77} + 1^{7}_{77} + 1^{7}_{77} = @_{7}^{7}$$
 $1_{277}^{7} = @_{7}^{7} - (1^{7}_{77} + 1^{7}_{77})$
 $1_{77}^{7} = \sqrt{@_{7}^{7} - (1^{7}_{77} + 1^{7}_{77})}$ بالتعویض عن القیم المعلومة
 $1_{77}^{7} = \sqrt{1.5}, -(1.5, +1.5$

ومن الملاحظ أن قيمة هذا التشبع تدور حول القيمة الصفرية . ولذا كان يجب إستبدال المتغير الثالث بالمتغيرات التي تليه كل على حدة . فإذا كان التشبع الهي في كل مرة يدور حول القيمة الصفرية بغض النظر عن المتغير الذي يوضع في المكان الثالث ، فإن التحليل يكون قد إكتمل والا يوجد أكثر من عاملين . وبذلك يمكن أن نستخلص القاعدة العامة التالية :

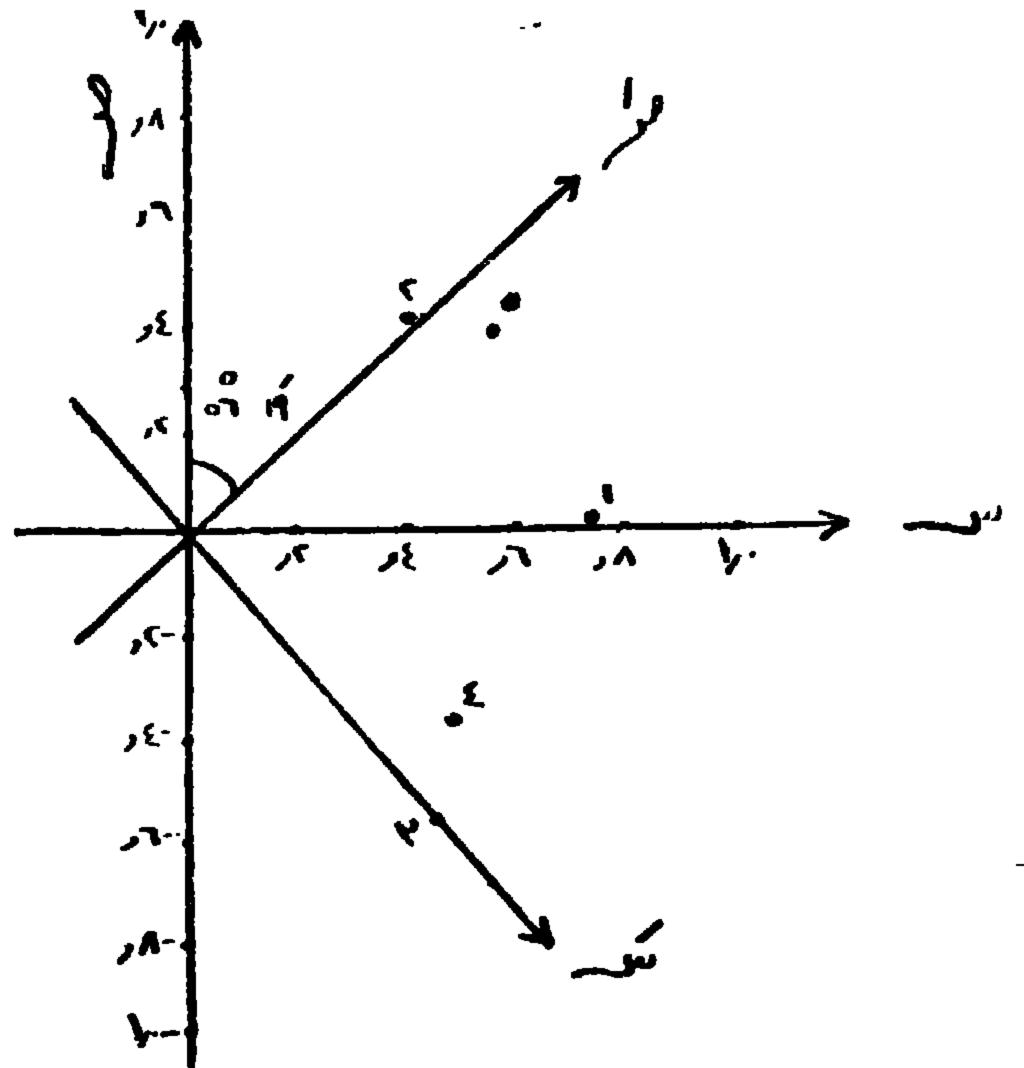
إذا كان تشبع المتغير م (امم) مساويا للصفر بغض النظر عن المتغير الذى يوضع فى مكان المتغير م فان عدد العوامل يساوى م 1 . وفى مثالنا هذا كان تشبع المتغير الثالث الهم يدور حول الصفر ، بغض النظر عن المتغير الذى يوضع فى مكان المتغير الثالث ، وبذلك لم نستخلص إلاعاملين م ندون النتائج فى المصفوفة المبينة بالجدول (٣ - ٣) .

جدول (٣-٣): التشبعات العاملية باستخدام الطريقة القطرية

المتغير
١ ١
۲
٣
٤
٥

و يمكن مراجعة دقة العمليات الحسابية بحساب الإشتراكيات ومعاملات الإرتباط من التشبعات العاملية . حيث بجب أن تتفق مع القيم الاصلية مع وجود فروق في حدود الصفر . و يمكن إعتبار التشبعات العاملية لمكل متغير إحداثيات له على محاور مرجعية متعامدة .

ويمكن تمثيل تشبع المتغيرات المبينة بالجدول (٦-٣) بمحورين متعامدين كما يتضح من الشكل (٦-١). ويمكن تدوير المحاور المرجعية أى عدد من الدرجات.



و بلاحظ من الشكل أن المحورين قد تم ندو برهما بزاوية مقدارها ١٩ ٥٥ ٥٥ في إنجاه عقرب الساعة حيث تصبح كل التشبعات العاملية موجبة . ويبين المجدول (٦ –٤) التشبعات العاملية بعد تدوير المحاور جدول (٦ –٤) : التشبعات العاملية بعد تدوير المحاور

ه ۲	امل	المتغير	
	4	1	
,07	٦,	٤ و	1
,78	۸,	•	*
۸۱ر	•	۶۹	٣
٥٥٣	۲,	٧.	٤
:44	۶۹	۱,	0

طريتية العواميل المتعاردة

Multiple Group Method

تعتبر طريقة العوامل المتعددة تعديلا الطريقة المركزية . وتتضح أهميتها في إستخلاص عدة عوامل في وقت واحد بدلامن إستخلاص عاملا في كل مرة . فني هذه الطريقة توضع بعض الاختبارات أو كلها في مجموعات حيث تمر الموجهات المرجعية بمراكز هذه المجموعات بدلا من أن تمر بمركز الاختبارات كلها كما هو الحال في الطريقة المركزية . ويحسن إستخدام هذه الطريقة مع المتغيرات الني نعرف عنها القدر الدكافي حتى يمكن تحديدها في بجموعات مستقلة المحصل على تشبعات عاملية تقترب من تشبعات العوامل المدارة . وبداك نحتاج من عمليات التدوير قدراً أقل بما تتطلبه الطريقة المركزية . وبعد إستخلاص عدة عوامل في وقت واحد ، يمكن الطريقة المركزية . وبعد إستخلاص عدة عوامل في وقت واحد ، يمكن حساب جدول بواقي الارتباطات ، وتحديد ماإذا كان يحتوى على تباين مشترك إضافي أم لا . وإذا ماقررنا أن جدول البواقي يحتوى على عباين إضافية ، فإنه يمكن إستخلاصها بطريقة العوامل المتعددة أو بالطريقة المركزية أو بأى طريقة أخرى مناسبة .

تبدأ طريقة الطوامل المتعددة بتقدير الاشتراكيات تقديرا دقيقاً . فإذاكانت لدينا مصفوفة إرتباطات كا بالجدول (٧ – ١) فإنه يمكن حساب هذه الاشتراكيات بإستخدام الطريقة المركزية كا يلى :

نوجد لـكل إختبار مصفوفة إرتباطات ع × ٤ ، تحتوى على المتغير وثلاث متغيرات أخرى يرتبط بها إرتباطا عاليا . فبالنسبة للإختبار الأول نحصل على مصفوفة الارتباطات المبينة بالجدول (٧ - ٢) ، حيث ندخل أكبر قيمة من قيم الارتباطات في كل عمود في الحلية القطرية .

جدول (٧-١): مصفونة الإرتباطات الأصلية

न्द्		>	3-	-	•		>	<		•	
	٠٥٠	**	136	۶,	<u>*</u>	<u>ئ</u> ر	٠٥,	o v	>	* *	Ľ,
>-	**	33'	* ,	Υ,	٠,	۴%,	*	**	•.	31,6	÷,
3-	13;	*	**	1	¥,	٠, ۲,	*	بره	٧,		÷
~	₹	*	よい	3 .	* .	Υ,	>,	**	*	7	7.
•	٠ <u>.</u>	, 00,	2	<u>ئ</u> ر	•	Ľ	·	<.	>	r,	ř
-	*.	٠٤٪	*	×.	۲,	3 % .	, 00,	<u> </u>	<u>`</u>	,18	۸۲,
>	, o ¥	*	*	<u>`</u>	·.	0,	,	} ,	, r	±.	١١,
<	000	*	۲,	<u>۲</u>	<u>`</u>	* ,	> ,	*		÷.	۱۲,
	*••		\	<u>ئ</u> ر	,8∨	·,	1	-	, ,	۶,	۸۱,
	>,	316	136	٠, د	**	31,	*	>	۴,	>	٠٢.
=	Į,	÷.	÷.	<u>ئ</u> ر	<u>;</u>	<u>۲</u>	-	7	<u> </u>	÷.	۴.

جدول (۷ – ۲): مصفوفة إرتباطات الإختبار الأول بثلاث متغیرات أخرى

	٣	V	٨	1	المنغير
	,٤١	,07	,00	,00	1
	٥٣٥	٦٧,	٧٢,	,00	٨
	,۲۹	٦٧,	٦٧,	,07	V
	, ٤١	۶۲۹	ه۴٥	,51	٣
بر م ا	1,57	۲,10	7,78	۲,۰۳	مح ر

ويمكن حساب إشتراكية الإختبار بالمعادلة التالية :

حيث محر = بحموع قيم العمود الأول محت = بحموع قيم المصفوفة كلمها

وبهذه الطريقة نحسب إشتراكية بقيه الإختبارات . ثم ندخل هذه الإشتراكيات في الخلايا القطرية الرئيسية بمصفوفة الارتباطات الاصلية وبعد حساب إشتراكيات الاختبارات وإدخالها في الخلايا القطرية نرتب المتغيرات في بحموعات . ويجب أن تحتوى كل بحموعة على ثلاث أو أربع إختبارات على الاقل . ويمكن إستخدام التحليل التجمعي Cluster analysis أو مانعلمه عن التكوين العاملي للإختبارات ، للإسترشاديه في عملية التجميع . وليس من الضروري أن تحتوى المجموعات على نفس العدد من المتغيرات . وقد تم تكوين خسة بحموعات من مصفوفة الارتباطات الاصلية هي :

المجموعة الأولى حروتشمل الاختبارات ٢،٧،١ المجموعة الثانية حروتشمل الاختبارين ٥،٥ المجموعة الثالثة حروتشمل الاختبارين ٢،٢ المجموعة الرابعة حروتشمل الاختبارين ٣،٠٠ المجموعة المامسة حروتشمل الاختبارين ٣،١٠ المجموعة المخامسة حروتشمل الاختبارين ٤،١١ المجموعة المخامسة حروتشمل الاختبارين ٤،١١

يتضح مما سبق أن معظم المجموعات تنكون من إختبارين فقط . لذا فيجب على الباحث ألا يستخدم تلك المجموعات الصغيرة إلا إذا عرف طبيعة الاختبارات معرفة جيدة . وبعد تجميع المتغيرات في بحموعات نقوم بحساب تشبع المتغيرات بالعوامل المرتبطة تبعا للخطوات التالية :

البينة بالجدول (٧ - ٣).

とってつ (ハー カ): | Yan je é je か

	14c 24 4	140 AC 7	Tracas Vr	1. 4. A.	المعوى، لاه
	1,0,1	*	> .	Š	, ,
>	7	٠,	•	7.	٠, د د
3-	•	• <u>`</u>	I,	Ź,	30,
w	Ž	•	Ŏ.	o •	>,
0	1	<u>`</u>	5.	ر ا	**
3-0	5,	3	•	٦.	5
>	, , , ,	101,	<u>خ</u>	73,	1
<	1	>	3:	, o	**
-	× - > '	ż	<u>.</u>	**	*
-	-	~ ~	۲,	\$	1
=	74,	**	~ <	•	<u>></u>

 $\gamma = i_0 + i_0 - i_0 + i_0$ وندون $\gamma = i_0 + i_0$ النتائج في المصفوفة ت المبينة بالجدول $(\gamma - i_0)$ فثلاً حاصل جمع قيم المجموعة الأولى التي تشكون من الإختبارات $\gamma = i_0$ في الصف حم يساوى $\gamma = i_0$ المجموعة القيمة في الحلية الأولى في الصف حم من المصفوفة بن وحاصل جمع قيم المجموعة الثانية يساوى $\gamma = i_0$ بن المصفوفة بن وحاصل جمع قيم المجموعة الثانية يساوى $\gamma = i_0$ بن المصفوفة بن وحاصل الجمع هذا في الثانية وهكذا إلى أن نحصل على بقية قيم المصفوفة بن .

جدول (٧ - ٤) : مصفوفة ت

	* >	پ	۲>	, >	
۱٤٠	1,70	1,01	,• 4	0,77	, ~
١,٠٩	۱,۰۸	۲۹;	۱:۸۰	٠٩	*
1,18	,٦٤	۰۸; ۱	; ٣٩	1,01	~ >
۶۹۹	1,09	,٦٤	۱,۰۸	1,70	٠
۱;٤٨	,49	1;18	١,٠٩	۱,٤٠	•

٣ - نوجد مقلوب الجذر التربيعى لكل قيمة من قيم الخلايا القطرية في المصفوفة ت . والقيم التي نحصل عليها هي الأوزان التي نستخدمها مع حواصل جمع المجموعة في المصفوفة س لنحصل على تشبع المتغيرات بالعوامل المرتبطة . ومعادلة الأوزان هي :

حيث أن ي قيمة الخلية القطرية من المصفوفة ت للصف ١.

فقيمة الحلية القطرية فى الصف الآول هى ٢٣,٥، ومقلوب جذرها النربيعي يساوى ٤٢٧٢٦٩. وبذلك نحصل على الاوزان التالية :

c, == PF7Y73,

و. == ٢٥٣٥٥٧,

و = ٢٥٢٥٤٧,

ر = ۲۰۰۳۲,

و == ۱۹۹۷,

٤ — نوجد حاصل ضربكل قيمة من قيم كل صف من المصفوفة س المبينة في الوزن المقابل لـكل صف ، وندون النتائج في المصفوفة ص المبينة بالجدول (٧ — ٥) . فئلا بضرب القيمة ٥٩,١ في الوزن المقابل لها بالجدول (٤٣٧٦٦, نحصل على القيمة ١٩٥٣, للخلية الأولى . وهكذا إلى أن نحصل على بقية قيم المصفوفة .

جدول (٧ – ٥) : المفوفة ص

العامل الرابع العامل الخاني المامل الأول المامل المالم المامل الخامس 1401, ,0171 SOTAT .3716 1... ۸۰۷۲, 11116 , rora ۸۲۷3, ,۲۷٦, rvrv STAR serov 18036 37876 34136 3 £ EVY rrrr 97176 1414 • 31116 , ۷۲۳. 1,111 00106 ,0177 0 ۸۰۷۲ و rory , YAEY 31/16 7. F3. - VIII 6 - YAKK **SVVAT** rvir 3577 AITT 131.6 10.76 2877F , ۲۷۹0 , rrah 180.6 3.VEF LYIL .1376 1,8FTF ۲۰۸۷ 21171 1471 37776 10176 serre, , ۲۷۹۹ 7. 7. SOAFT

وتمثل قيم المصفوفة ص تشبع المتغيرات بالعوامل المرتبطة والتي تمر عبراكز المجموعات ويمكن الإنتهاء من التحليل عند هذا الحد بعد أن نتأكد من مصفوفة البواق أنكل التباين المشترك قد أستخلص وإذا رغب الباحث في تدوير العوامل فيجب عليه تحويلها أولا إلى عوامل متعامدة بالعمليات الموضحة بالخطوات التالية:

١ ــ نوجد حاصل ضرب كل قيمة من قيم كل صف من المصفوفة ت
 فى الوزن المقابل له. وندون النتائج فى المصفوفة ى المبينة بالجدول(٧-٣٠).

ب - نوجد حاصل ضرب كل قيمة من قيم كل عمود في المصفوفة ى في الوزن المقابل له . أى نضرب قيم العمود الأول في الوزن و , وقيم العمود الثاني في الوزن و , وهكذا . وندون النتائج في المصفوفة لى المبينة بالجدول (٧ - ٧) .

جدول (۲ - ۷) : المصفوفة ي

•	٤	٣	۲	•
7717;	,٧٢١٥	,77.5	. • ٣9 ٤	7.777
. 175	, A•••	,۲۹.۷	1,4817	,•7٧١
,4594	, ٤٧٧ •	1,7817	,۲۹.۷	1,1700
,٧٨٥١	1,771.	;••٧٦	۵۲٥ ,	1,5.40
1,7177	; , ; ۸۱ ۳۸	,1271	: 147-	1.10.1

جدول (٧-٧): المصفوتة ل

	٤	٣	*		
,0.44	,0777	٤٩٢٢	٠٢٩٤	,1111	
۸۷۲۶	۶۳۸۶	۲۱٦۷,	۱,٠٠٠	,- ۲۹٤	۲
,7900	۲۷۸۳	١,٠٠٠	۲۱٦٧,	, 2477	٣
, ७६०६	١٠٠٠٠	۳۷۸۳	۶۳۸۶,	,0777	٤
1,	,२६०६	,٦٩٨٥	,77٧٨	۰۰۳۲	•

يتضح من المصفوفة أن قيم الخلايا القطرية الرئيسية تساوى الوحدة تقريباً . وتمثل بقية قيم المصفوفة الآخرى الارتباطات بين العوامل .

٣ – ولكى نوجد مصفو فة التحويل التى يمكننا أن نحول بها تشبع العوامل المرتبطة إلى تبشع عوامل متعامدة ، فإننا نقوم بتحليل المصفو فة ل بإستخدام الطريقة القطرية مع إستخدام الوحدات فى الخلايا القطرية .
 وبهذا نحصل على المصفو فة فى المبينة بالجدول (٧ – ٨).

والمصفوفة التي يمكننا بها تحويل العوامل المرتبطة إلى عوامل متعامدة هي المصفوفة المحورة لمخلوب المصفوفة ف.

: المصفوفة ف	(A - V)	جدول (
--------------	---------	--------

•	٤	*	*		24
•	•	•	•	١,٠٠٠	•
•	•	•	,9997	,• ۲۹٤	۲
	•	7 73 <u>4</u> ;	,۲۰۲۳	٤٩٢٢,	٣
•	,0447	,•٣٤٤—	۸۲۲۸,	,0777	٤
, 2179	,• ٦ ٧١ —	,۳۷٦٤	,7044	۰۰۳۲	0

مسفوفة ، ولكن حبث أن المصفوفة التي سبق ذكرها في الفصل الثاني القلب المصفوفة ، ولكن حبث أن المصفوفة التي نريد الحصول على مقلوبها مصفوفة مثلثة triangular matrix ، أي أن قيمها التي تعلو الخلايا القطرية الرئيسية قما صفرية ، فيمكن حساب مقلوبها بالطريقة المبسطة التالية .

•			•	•	•	١,٠	١,٠			
			•	•	1,0	•	•	<u>-</u>		
			•	٠,١	•	•	•			
		1	••	•	•	•	•		:	
					مـن					
		•	•		•	•	١,	• • •] }	
		•	•		•	,111	۰۰ ۲	498		
×		•	•	•		,۲۰۲		L L		
						٦٢١, –				
	٤,	717	۰٦۷۹	و ۱	*778	707,	فر ۳	-44		
				•	ڣ					10
•	•	•	•	١,		٤١٠	۲	۲۱ س	۔,,ب	,
•	•	•	٠١,	•		؛ ۲۰	۳۲ ۲	٠ ۲۲	ب ۱۲۰	,
•	•	١,	•	•	==	, ۳۰	۳ س	۲۲	. س رس	·
•	١,	•	•	•		۽ په	۲۱	۲۴	س ، ۱	,
١,	•	•	•	•		٠. ٠ ;	۰۳۰	۰,۰	٠,,٠	•
		مـن					1-	ف	•	•

وبو اسطة قاعدة ضرب الصف فى العمود يمكن وضع معادلات بسيطة للحضول على القيم الجمولة فى المصفوفة المقلوبة .

ومن حاصل ضرب الصف ۱ × العمود المحصل على

۱۹۰۰ - ۱۹۰۰ × ۰ + ۱۲۰۰ × ۰ + ۱۶۰۰ × ۰ + ۱۶۰۰ - ۱۹۰۰ د ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ د ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ د ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ د ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ د ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ د ۱۹۰۰ ت ۱۹۰ ت ۱۹۰ ت ۱۹۰۰ ت ۱۹۰ ت ۱۹۰۰ ت ۱۹۰ ت ۱۹۰۰ ت ۱۹۰۰ ت ۱

القيمة .و١ هي القيمة الأولى في العمود الأول من المصفوفة المتطابقة.

$$\frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$
 ولکن $\frac{1}{1} = \frac{1}{1}$

$$1_{9} \cdot = \frac{1_{9} \cdot}{1_{9} \cdot} = \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1}$$

ومن حاصل ضرب الصف 1 × العمود ٢ نحصل على

١٠،٠٠٠+٠٠×٠٠+٠٠٠ بـ٠٠٠+٠٠٠ بـ٠٠٠٠ بـ٠٠٠٠ بـ٠٠٠٠ القيمة الآولى فى الصف الآول من المصفو في المصفوفة المتطابقة .

وبنفس الطريقة يمكن بيان أن ب عصفر ى ب عصفر كا من عصفر كا من على المن المعربة الرئيسية كا من المعاربة الرئيسية تساوى قيما صفرية .

ومن حاصل ضرب الصف $Y \times 1$ العمود $Y \times 2$ تصل على 1, 0 = 1 1 + 1 = 1 1 + 1 = 1 1 + 1 = 1 1 =

$$1, \dots \xi = \frac{1, \dots}{19999} = \frac{1, \dots}{19999} = \frac{1}{19999} = \frac{1}{1999} = \frac{1}{1999$$

ويمكن بنفس الطريقة بيان أن كل القيم الآخرى فى الخلايا القطرية الرئيسية من المصفوفة المقلوبة تساوى مقلوب القيم المقابلة لها من المصفوفة وعلى ذلك فإن

$$1,1117 = \frac{1}{177} = \frac{1}{177} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$

$$1,117 = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$

$$1,117 = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$

$$1,117 = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$

$$-\frac{(1, \cdot)(, \cdot 12)}{34997} - = \frac{1}{12} - = 12$$

ومن حاصل ضرب الصف ٣ × العمود ٢ نحصل على

 $1_{7}, -1_{7}+1_{7}+1_{7}+1_{7}+1_{7}+\cdots \times +1_{7}+\cdots \times$

$$\frac{(1, \cdots \xi)(3 \cdots \xi)(-1 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3} = \frac{(1 - 1)(3 - 1)(3 - 1)}{3 \times 3} =$$

$$e^{-1}$$
 e^{-1} e

$$-\frac{(1,4481)(...+1)(...+1)(...+1)}{(...+1)} = -1.76$$

ومن حاصل صرب الصف ٣ × العمود ١ نحصل على

 $1_{y_1} - 1_{y_2} - 1_{y_3} - 1_{y_4} - 1_{y_4} - 1_{y_4} + 1_{y_4} - 1_{y_5} + 1_{y_4} - 1_{y_5} - 1_{y$

$$-\frac{(3.798 -)(37.77) + (13.)(38977)}{3877} = -3370$$

وهكذا يمكن الحصول على قيمة أى خلية فى المصفوفة المقلوبة باستخدام المعادلة العامة التالية :

حيث م أكبر من مد فإذا كانت م هي المتغير ٤، مد هي المتغير ٢ فإن

(,7791-)(,-788-)+(1,--8)(,771)

1,111 -=

يتعنج إذن أن كل القيم التي تقع على يسار الخلايا القطرية الرئيسية قيما صغرية وأن قيم الخلايا القطرية الرئيسية في المصفوفة المقلوبة هي مقلوب القيم المقابلة في المخلايا القطرية الرئيسية بالمصفوفة المثلثة ونحصل على القيم الآخرى باستخدام معادلات كالمعادلة العامة وبذلك نحصل على المصفوفة المقلوبة ف - ١ النالية :

· وحيث أن المصفوفة التي يمكن بواسطتها تحويل العوامل المرتبطة إلى العوامل المرتبطة إلى العوامل المتعامدة هي المصفوفة المحورة من تلك المصفوفة المقلوبة فإن المصفوفة المحورة هي

وللحسول على تشبع الإختبارات بالعوامل المتعامدة نوجد حاصل

حنرب المصفوفة المحورة الآخيرة فى المصفوفة ص: ثم ندون النتائج فى مصفوفة العوامل المبينة بالجدول (٧ – ٩).

جدول (٧ - ٩) : مصفوفة العوامل

٧ ه	العامل					المعنير
	0		~	4	1	
٦١,	۲۱و	,۱۱	۲۰	۱٤و	۰۷۰	•
,٤٦	۶۰۲	٠٢ —	,00	۱۱٫	۸۲٫	۲
, 28	٠١.	,۲۹	۰٤ —	۲٦٫	,27	٣
,٤١	۲٦,	۶۰۲	۰۲۰	, ٤ ٤	۲۲	٤
,08	۶۰٦	٠١,	۶۰۳	۷۲و	۱۱,	•
f	,•٢—	ĺ	l .	S	f	٦
,78	,•1 —	٠٦ —	,• • —	۱۲٫	,۷۸	٧
	٠٢١ -					٨
٤٧,	.19 —	۱۷	,1Y —	,77	۰۷	•
,٣٩	٠١	٫٣٨	٠١٠ –	۶٤٢	۶۰۷ ۲۲,	1.
,40	,۲0	٠١٠	,۲٦	, 47	۸۲۸	11

وباستخدام هذه التشبعات المتعامدة بمكن حساب مصفوفة البواقى المبينة بالجدول (٧ – ١٠). وتدل البواقى على أنها صغيرة صغراكافيا يحيث لانحتاج إلى إستخلاص عوامل أخرى.

جدول (٧ -٠١): معنونة البواق

7									 <u>-</u>		
		-	} -	w	•	5 ^	>	<u> </u>		<u>-</u>	-
		•		\ \ :	•	•	*		1	- :	> -
>	• ,	>		•,	•,	•	•	-	<u> </u>	• • •	•
3-	•		3.6	*	•,	•	•,	-	1	*	1
~	>	1	>	•	•	•	·. -	٠.	•	1	1
•		•	•	• ,	٠. ا	•	·	•	\$- •	•	•
3		• •	• 6	•	•	1	• •	*••	*	•	•
>	*• ¢	•			:	•		> -	-11,	•	•
<		-	-	* <u> </u>	•	*	•	·.	, - -	•	1
	**	÷.	1	•	*•	3 -	٠. ١	, _ ¥.	13.6	*	•
		•	*·	-	•	•	•	•	<u>٠</u>	**	>
	*.	•	1		•	•		1	•	*	•

وإذا كانت مصفوفة البواقي تحتوى على تباينات مشتركة تسمح بحساب عوامل أخرى ذات دلالة فإنه يمكن إستخلاصها باستخدام طريقة العوامل المتعددة أو أى طريقة أخرى مناسبة . ويمكن تدوير العوامل المتعامدة باستخدام طريقسة تدوير العوامل المتعامدة التي سنتناولها في الفصل التالى .

ست ويرالمحسل ول

Rotation of Axes

فى عمليات التحليل العاملى تتخذكل طريقة من طرق التحليل فى وضع المحاور المرجعية مذهبا مختلفا . ويجب تدوير هذه المحاور لكى نضعها فى أما كن محددة يسهل تفسيرها ومقارنتها . والهدف الأساسى من تدوير المحاور هو الحصول على عوامل ذات دلالة لا تنغير من تحليل إلى آخر . ومن الجدير بالذكر أن تدوير المحاور يحتاج إلى مران ومهارة . فعلى الرغم من أنها تعتمد على العمليات الرياضية فإن محكات تحديد مواضع التدوير تقوم على إعتبارات نظرية ومذهبية . وبمعنى آخر فمواضع الموجهات المرجعية تختلف بإختلاف الغرض من البحث وبإختلاف المذهب النظرى طلياحث .

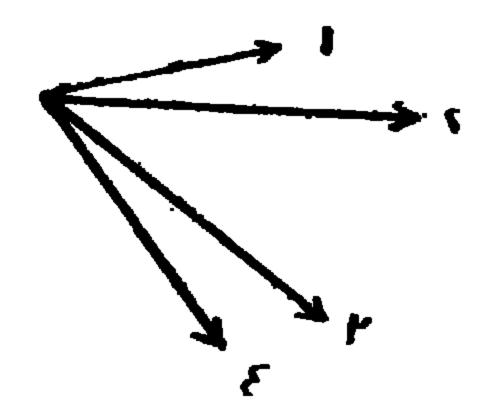
فإذاكان لدينا تكوين Congfiguration لموجهات أربع إختبارات فى بعدين كما هو مبين بالشكل (۱ – ۱)، فأين يجب إذن وضع الموجه المرجعى أو الموجهات ؟

وأحد الحلول الممكنة هي وضع موجه مرجعي مفرد يمر خلال التكوين يموضع يزيد من مجموع مربعات القشبعات إلى أقصى حد كما في الشكل (٨ - ٢) . ويكون هذا هو المحور الاساسي الاول، وتتشبع به كل المتغيرات الاربع بتشبعات عالية ، ويرجع إليه قدر كبير من التباين الذي قشترك فيه المتغيرات الاربع . وإذا إستخلصنا عامل ثان متعامد على العامل الاول، فإننا نحصل على الشكل (٨ - ٣) . ويمكن الإحتفاظ بتعامد

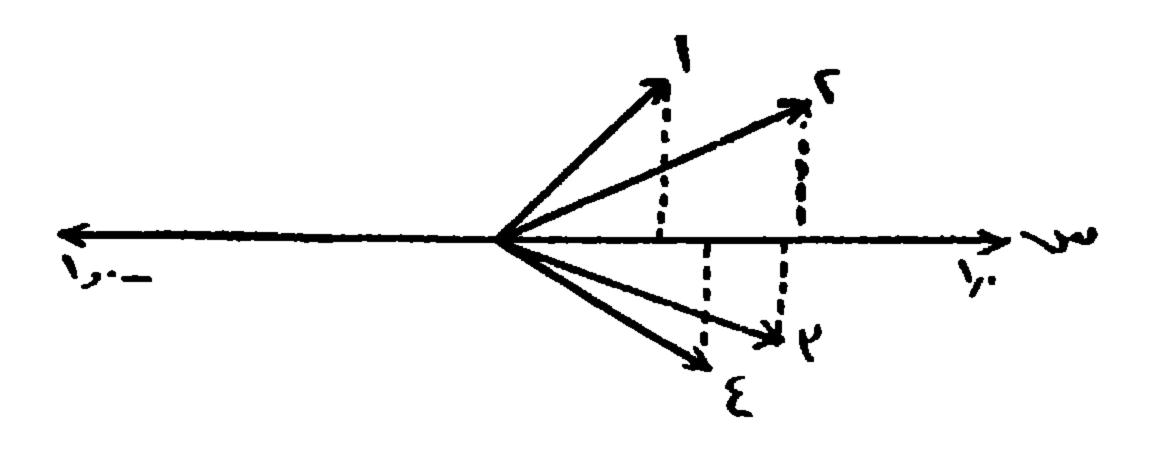
هذين العاملين وتدويرهما إلى الموضع المبين بالشكل (٨ – ٤). أو تمرير مستوبين ماثلين كل منهاعلى الآخر ، خلال تجمعات الاختبار ات التي ترتبط ببعضها إرتباطا عاليا، حتى نزيد عدد التشبعات الصفرية أو القريبة من الصفر إلى أقصى حد، ووضع محاور العوامل متعامدة على المستويين عند. نقطة الأصلكا في الشكل (٨ – ٥)، حيث يتضح أن التدوير المائل أكثر تعقيدا من التدوير المتعامد. ويمكن تمثيل العامل العام لسيرمان. في حالة المصفوفة أحادية البعد أي ذات الدرجة الواحدة ، بالشكل (٨-٦) حيث نلاحظ أن إبتعاد مواقع المتغيرات عن الموجه المرجعي، وإبتعادها عن بعضها ، يرجع فقط إلى أخطـــاء العينة . وإذا كان إبتعاد مواقع الاختبارات عن الموجه المرجعي أكبر من أن نرجعه إلى الصدفة فإنثار ننطلب بعدين لنرجع إليها علاقات الإختبارات ببعضها، أحدهما العامل العام والآخر عامل طائني متعامد عليه ليمثل نسبة التباينات المشتركة للإختبارين ٣، ٤ التي لم يوضحها العامل العام. وهذا ماذهب إليه هو لزنجر فى نظرية العوامل الثنائية . وقد يتقبل سبيرمان وأتباعه أيضا وضع المحاور المرجعية في تكوين من بعدين أو أكثر .

ويرى ثرستون وآخرون بمن يفضلون العوامل المتعددة أن وضع المحاور كما هو مبين بالشكل (٨ – ٤) أو (٨ – ٥) أكثر فأئدة . ويستخدمون المحاور المرجعية المتعامدة أو المائلة معتمدين على أكثرها ملاممة للتكوين . ويفضل عدد من علماء التحليل العاملي ، على أى حال ، الحل المتعامد مهما يكن هناك من مبررات لسهولته ولأنه يفترض وجود المتغيرات المرجعية المستقلة . وعند تصميم دراسة تحليلية ، فغالبا مانختار المتغيرات بحيث نتوقع الحصول على تركيب معين . وبذلك يكون هناك بعض الأساس في تحديد مواضع المحاور المرجعية .

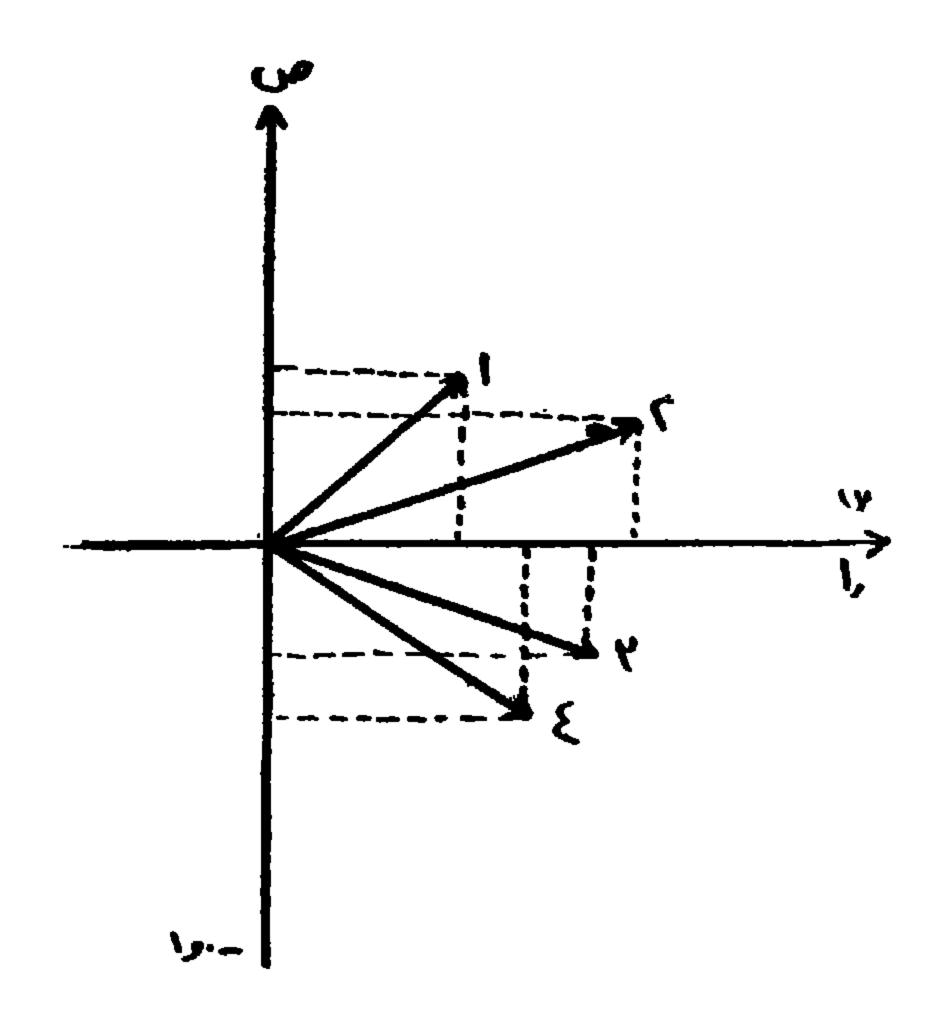
شكل (١-٨)



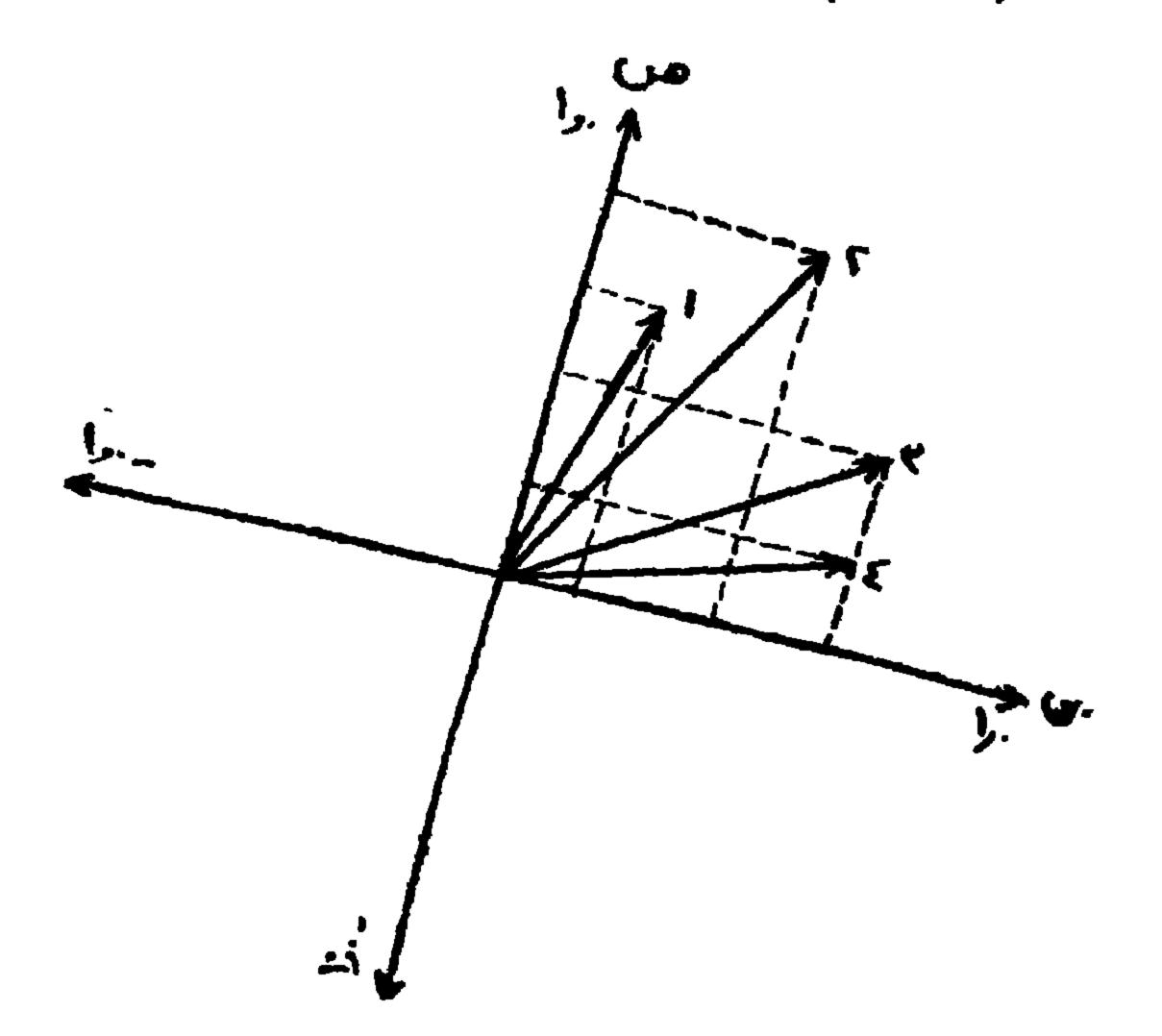
شكل (٢-٨)



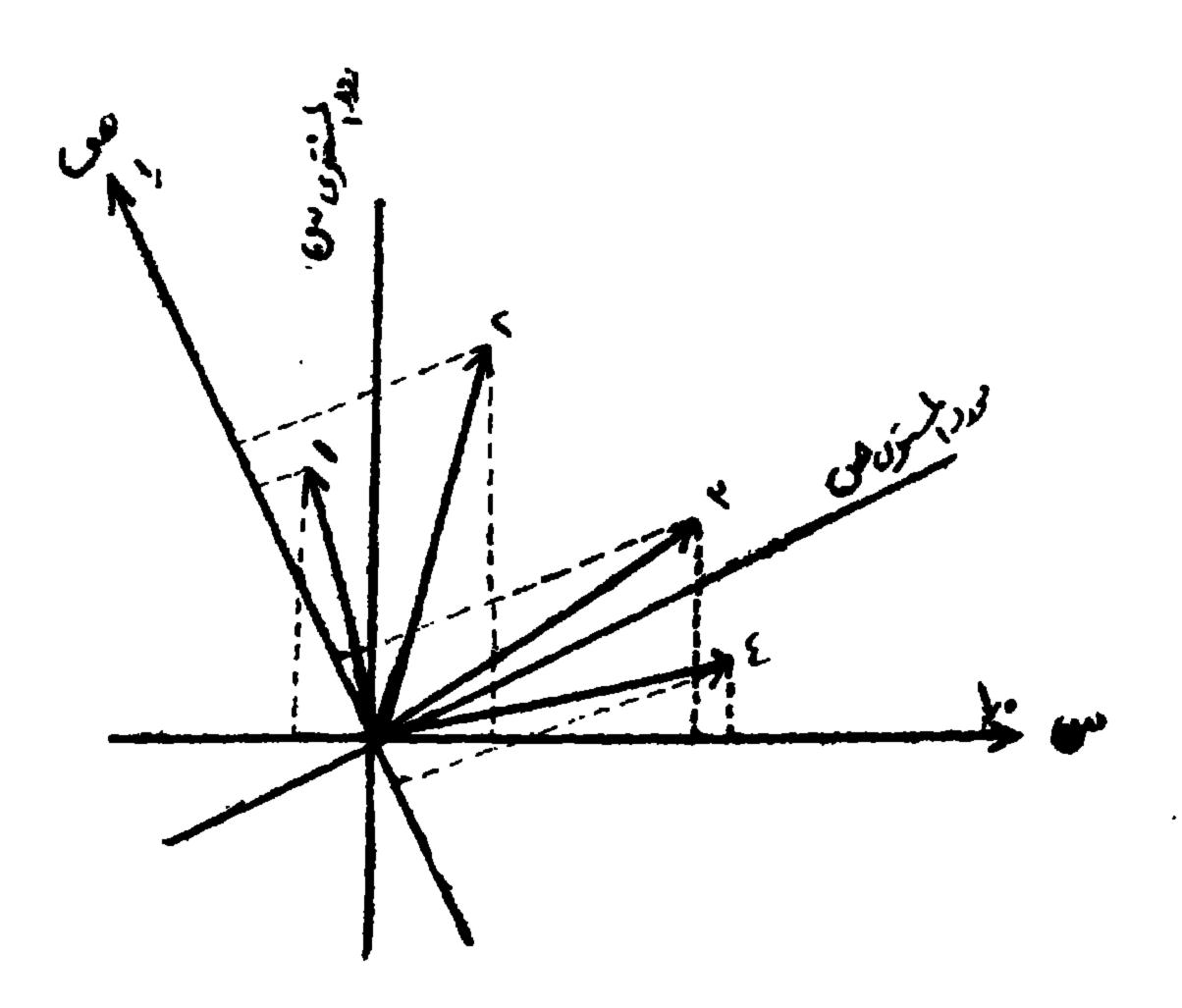
شکل (۲-۸)



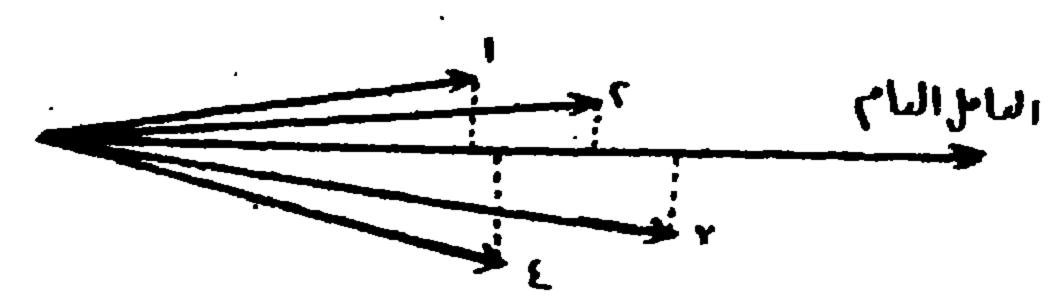
شكل (٨ –٤)



شکل (۸ – ه)



شکل (۸ - ۲)



ولقد وضع ثرستون محكات لتصميم البحث التحليلي حتى نحصل على تكوين فريد نسبيا للاختبارات وهو مايعرف بالتركيب البسيط Simple structure كما نحصل على أوضاع محددة نسبيا للمحاور المرجعية وهو ما يعرف بالوضع الموجب Positive manifold .

كا وضع ترستون عددا من المعاير الحاصة للتركيب البسيط و لكن هذه المعايير تنطبق على التدوير المائل بسهولة أكبر عما يحدث مع التدوير المتعامد ومع هذا يمكننا إستخدام التركيب البسيط في كلا النوعين من التدوير وهذه المعايير هي :

١ - بجب أن يتشبع كل إختبار على الأقل بتشبع واحــد قريب
 من الصفر .

٢ - يجب أن يكون هناك على الأقل فى عمود كل عامل ، عدد من
 الإختبارات بتشبعات صفرية بقدر ما هناك من عوامل .

٣ – وبالنسبة لسكل زوح من العوامل يجب أن يكون هناك عدد من المعالم المنعار المناك عدد من المعامل المنعار المناكم المنعار المناكم المنعار المناكم المناك

٤ -- وبالنسبة للدراسات التى تتضمن أربعة عوامل أو أكثر، فيجب أن يكون هناك عدد من المتغيرات ذات تشبعات صغيرة جداً بأى زوج من العوامل بحيث يمكن إهمالها.

هناك عدد قلیل من المتغیرات بتشبعات ذات
 دلالة لای زوج من العوامل .

ويقرر شرستون أن تدوير المحاور المحصول على التركيب البسيط يؤدى إلى نفس العوامل عند تحليل نفس الإختبارات إذا ما وجدت في بطاريات مختلفة ولقد أيدت الدراسات ما ذهب إليه شرستون ببيان تكرار ظهور العوامل ذات الدلالة عند تدويرها إلى التركيب البسيط ولقد أيد ألكسندر قيمة التركيب البسيط عند ما قام بتدوير عوامله إلى أن توصل إلى مجموعة من العوامل أكثر سهولة في تفسيرها . فظهرله أن بعمله هذا قد قام بدون قصد ما توصل إليه شرستون ، حيث كان يقلل إلى أقصى حد من التشبعات السالبة كاكان يزيد من عدد التشبعات الصفرية .

و يتحدد الوضع الموجب عند تدوير المحاور بحيث تصبح كل التشبعات موجبة أو صفرية . وعمليا يمكن النغاضي عن التشبعات السالبة الصغيرة . ويفيد هذا خاصة في مجال القدرات التي ترتبط مقايبسها فيها بينها إرتباطا موجبا . ولا يفيد محك الوضع الموجب في حالة السهات المزاجية حيث يوجد هناك التشبعات الموجبة والسالبة . ولكن يمكن تطبيق محك التركيب البسيط .

وعادة ما يتبع الباحث عددا من المحكات . فيشير فرنون إلى أن علماه التحليل العاملي نادرا ما يأخذون بمحك زيادة عدد التشبعات الصفرية بمفرده ، ولكنهم عند تدوير المحاوريأخذون في الاعتبار محتوى الإختارات ويقرر بيرت أن نمط الإشارات للعوامل الأولى يفيد كثيرا حيث يلتى ضوءا على تجمع المتغيرات . ويقترح جيلفورد أنه يجب الإهتمام بالمتغيرات التى أظهرت عوامل معينة في التحاليل العاملية السابقة . وفيما يلى ملخصا لما ناقشه كاتل من محكات .

۱ حاور العوامل لـكى تنفق مع نتائج الدراسات النفسية
 ۱ - التحليل العامل)

الإكلينيكية والعامة . حيث تمر المحاور في تجمع المتغيرات أو الأعراض التي تؤدى البهاالنظرية الإكلينيكية أو النفسية وما تـكشف عنها الملاحظات .

٢ - تدوير المحاور لتتفق مع العوامل المتعامدة التي كشفت عنها التحاليل العاملية الـابقة .

٣ -- تدوير المحاور لوضعها فى مركز تجمع المتغيرات .

٤ — تدوير المحاور لتتفق مع العوامل المتعامدة التي يثبت وجودها تباعا . وبهذه الطريقة يمكن أن نبدأ بعامل ما نعرف موضعه ثم إضافة العوامل الآخرى عاملا بعد الآخر بحيث يتعامد مع العامل الأول الذي نعرف موضعه . وبهذا يمكن تدوير عددا من العوامل إلى مواضعها . ولا تنطبق هذه القاعدة إلا على العوامل المتعامدة فقط .

٥ — تدوير المحاور للحصول على نمط القشيعات التى تنفق مع التوقعات النفسية العامة. فالعرامل التى تمثل السهات الممكنسية بالتعليم أو التدريب يجب أن نتوقع لها تشبعات عالية جدا أو منخفضة جدا بينها يجب أن نتوقع للعوامل التى تمثل السهات الفطرية تشبعات معتدلة . وعلى ذلك إذا وجد هذين النوعين من العوامل فى دراسة ما ، فعلينا أن نستر شد إلى حد ما بهذه القاعدة بحيث نكشف عن أكبر قدر بمكن من العوامل التى نتوقع أنماط تشبعاتها .

7 — تدوير المحاور للحصول على نمط من النشبعات المشابة نسبيا . ويهدف هذا المحك إلى توسيع مدى الإتفاق بين عدد كبير من الدراسات . فإذا كشفت عدد من الدراسات عن عوامل مشتركة فإن تدوير المحاور يجب أن يتم بحيث يزيد من الإتفاق بين تلك الدراسات . وإذا إختلفت الدرسات فى ظروفها التجريبية أو فى بحموع عيناتها ، فإن إتفاق أنماط تشبعات العوامل بكون جزئيا أكثر منه مطلقا .

آلتدوير المتعامد مقابل التدوير المأثل

يوجد بين الباحثين خلاف حول الزاوية التي يجب أن تفصل المحاور المرجعية . فيفضل البعض الإنجاه الذي يأخذ بأن الزوايا التي تفصل بين المحاور المرجعية بجب أن تختلف من تحليل إلى آخر . ولكن يفضل المؤلف ككثير من الباحثين التدوير المتعامد للأسباب التالية :

٢ - البساطة: يسهل تناول العوامل المتعامدة بالعمليات الحسابية والرسم البيانى. فورق الرسم البيانى مقسم إلى خظوط متعامدة، ويمكن تمثيل المحاور المتعامدة عليه بسهولة ودقة. وإذا استخدم ورق الرسم البيانى المتعامد لتمثيل المحاور المائلة فسيؤدى هذا إلى عدم الدقة فى التمثيل البيانى.
 كا أن العمليات الحسابية للمحاور المتعامدة أسهل منها للمحاور المائلة.

٣ ــ ثبات الزوايا بين المحاور : يتوقف ميل المحاور المائلة في أى دراسة على ثبات العينة وعلى ذلك تختلف الزاويا التي تفصل بين المحاور من عينة إلى أخرى .

ع ـ تشابه النتائج : وفيها عدا الحالات التي ترتبط فيها العوامل ارتباطا عالماً ، فانه لا يوجد فرق بين تفسير العوامل التي نستخلصها باستخدام المحاور المتعامدة والتي نستخلصها باستخدام المحاور المائلة .

ومن أكثر ظرق التدوير إستخداما هي تدوير كل محورين معا

Two by two rotation والتي نتناوام! بالشرحمستخدمين مصفو فةالعو امل المبينة بالجدول (۱-۸) .

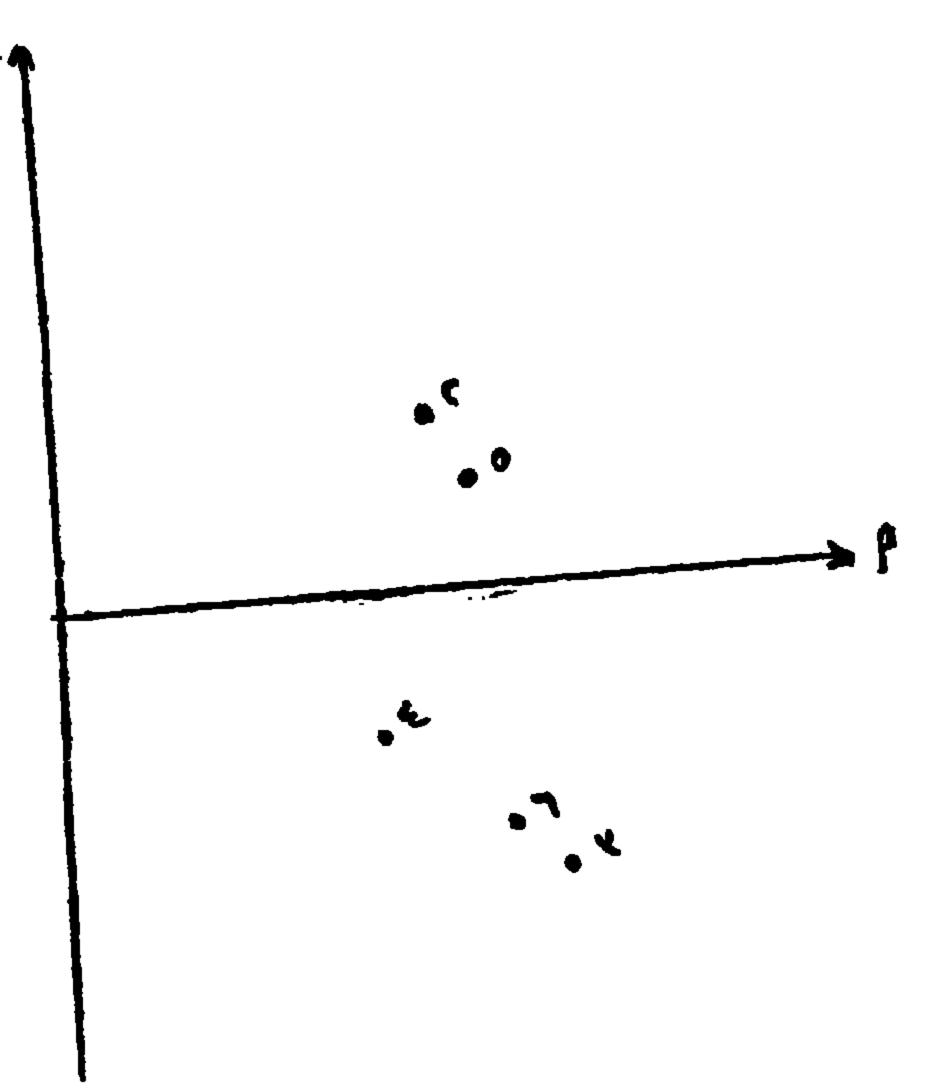
الجدول (۸ - ۱): مصفوفة العوامل

ه ۲	9	ن	•	
,778	,• Y ٤	,717,	:027	1
375;	,454	; 4.5 4	,759	۲
,001	,191	, ٤٩٢ —	,049	٣
,٤١0	,00	,184-	,۲۸۱	٤
,٤٨٩	, YV E	,184	,778	0
,٤٩٣	,404	,	, ٤ ٢٩	٦

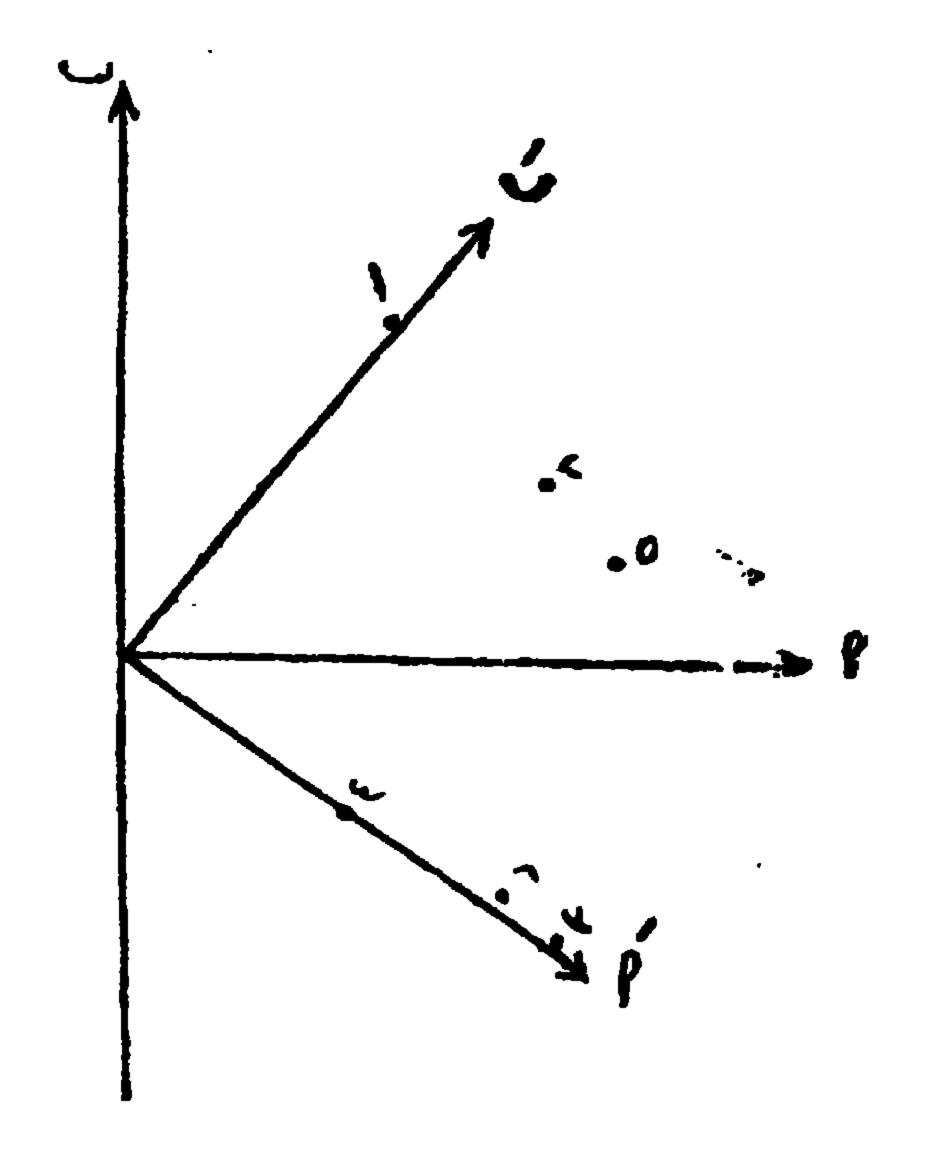
١ ـــ نبدأعملية التدوير بالعاملين ١، ب حيث يمثل المحور الأفتى العامل الأول والمحور الرأسي العامل الثاني. وباستخدام تشبع الإختبار الته بالعاملين، كإحداثيات يمكن تحديد موضعا الحل إختبار بحبث يمثل هذا الموضع بنقطة كما هو مبين بالشكل (٢-٨).

٢ - نلاحظ من الشكل أن الإختبارات ٣،٤،٣ تقع على خط مستقيم من نقطة الآصل. فإذا تم تدوير المحاور بزاوية ٢٤ درجة فى إنجاه عقرب الساعة، فإن موضع المحور الجديد ١′ يمر بالنقط المثلة للإختبارات ٣،٤،٣، بينها يمر المحور الجديد بـ٬ بالنقطة المثلة الإختبار ١ كما فى الشكل (٨ - ٣).

(Y - N) JK#



شکل (۲-۸)



٣ ـ يتضح من الشكل (٣ ، ٣) أنه لا يوجد للإختبارات ٣ ، ٤ ، ٣ أى مساقط على المحور ب ، وبذلك لا تحمل الإختبارات ٣ ، ٤ ، ٣ أى تشبعات تقريباً بالعامل الثانى الذي يمثله هـ ـ ذا المحور ، بينها تتشبع هذه الإختبارات بالعامل الأول بتشبعات عالية ، كا لا يوجد للإختبار ١ أى مسقط على المحور ١ وبذلك لا يحمل أى تشبع بالعامل الأول الذي يمثله هذا المحور ، ولكنه يحمل تشبعا عالياً بالعامل الثانى . أما الإختباران هذا المحور ، ولكنه يحمل تشبعا عالياً بالعامل الثانى . أما الإختباران مساقط على كل منهما .

ع للإحداثيات الجديدة الإختبارات بعد تدوير المحورين.
 إلى الوضع الجديد باستخدام زاوية دوران مقدارها ٢٢ درجة و تدل قيم هذه الإحداثيات على التشبعات الجديدة ويستخدم لذلك المعادلتين التاليتين .

حيث أن ت ، ت ، = تشبع الإختبارين بالعاملين 1 ، م الأصلية ت ' ، ت ' = تشبع الإختبارين بالعاملين 1 ، م بعد التدوير θ = زاوية الدوران

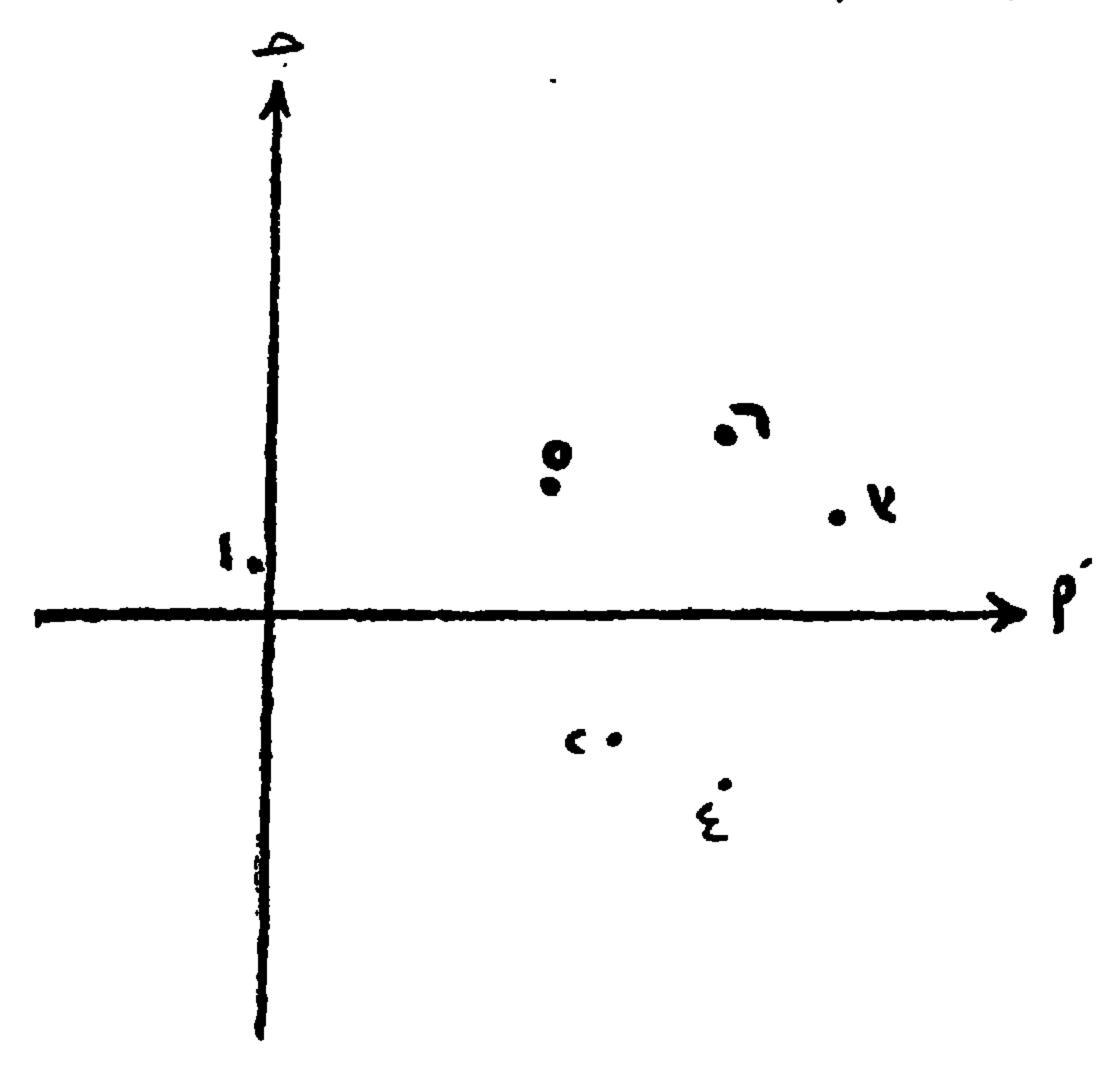
فإذا كان تشبع الإختبار ١ بالعامل الأول ٢٤٥, وبالعامل الثانى ٢٦٢. فبعد تدوير المحورين بزاوية ٢٤° نحصل على التشبعات الجديدة بالتعويض في المعادلتين ؛ علما بأن جتا ٤٢° = ٧٤٣, و حا ٤٢° ==٣٦٩,

 وهكذا يمكنأن نحسب التشبعات الجديدة لمكل الإختبارات. ويجب أن نراجع صحة العمليات الحمايية وذلك بمقارنة حاصل جمع مربعي كل تشبعين جديدين، بحاصل جمع مربعي كل تشبعين قبل التدوير حيث بجب أن يتساوى حاصل الجمع مربعي كل تشبعين قبل التدوير حيث بجب أن يتساوى حاصل الجمعين ، كما يتضح من الجدول (٨ - ٢) .

جدول (۸ – ۲): تشبع الإختبارات بالعاملين ، ، ب قبل التدوير وبعده

	د الندو ير	التشبع بع	ه ۲	ل التدوير	التشبع قبر	
ه ۲	ر '	1	نفر	ب	1	
,777	:414:	;•• V —	;779	717;	,0 & Y	•
,012	۹۷۰,	,449	,014	,454	,779	۲
,071	,•14—	,۷۲۲	,077	,294-	-	٣
,115	,.04	,441	:117	,174-	:۲۸۱	٤
,510	,077	,571	:٤1٤	,1 25	,776	*
,474	,·YA-	۲۰۲,	.475	.278-	: ٤٢٩	٦

٥ - وباستخدام تشبع الإختبارات بالعامل الأول بعد التدوير والعامل
 الثالث نحصل على الشكل (٨ - ٤).



يتضح من الشكل أن الإختبار ١ يقع قرب نقطة الآصل وأن الإختبارين ٥، ٩ يقعان على نصف قطر واحد تقريباً . ويقع الإختبارين ٢، ٤ على نصف قطر آخر وبتدوير المحورين ١ ، ٠٠ برواية ٤٩ في إنجاه عقر بالساعة فاننانجد أن المحوريم بربالاختبارين ١٠٥ تقريباً . ويمر المحور ١ ١ بالإختبارين وبالتعويض في المعادلتين السابقتين نحصل على تشبع الإختبارات الجديدة بالمعامل الأول بعد تدويره مرة ثانية وبالعامل الثالث بعد تدويرة مرة واحدة . ومن الملاحظ أن العامل الأول قد تم الإختبارات بعد تدوير المحاور . ومن الملاحظ أن العامل الأول قد تم تدويره مرتين ، بينها تم تدوير كل من العامل الثاني والثالث مرة واحدة . ويجبوضع علامة على رقم العامل لتدل على عدد مرات تدويره . ولهد إنخذنا ويجبوضع علامة على رقم العامل لتدل على عدد مرات تدويره . ولقد إنخذنا هنا الشرطة المائلة كعلامة ، وبذلك وضعناعلى الحرف الدال على العامل الثاني والعامل الثالث . شرطتين وشرطة على كل من الحرف الدال على العامل الثاني والعامل الثالث .

جدول (٨-٣) تشبع الإختبارات بعد تدوير العوامل

ه*	· ~	, _	′′	
777,	,- ٤٣	; 41 V	,•٦•—	•
,78	,٠٤٨—	۹۷۶;	, ٤٢٠	۲
,007	,77.	,•1Y —	,524	٣
: ٤١٤	,111-	,.04	,724	٤
٠٤٤;	; ٤٦ •	,077	,- 57	0
,٤٩٢	,74.	,• ۲ ۸ –	,178	7

ويمكن إجراء عمليات تدوير أخرى لتنقية التشبعات حتى نحصل على أقرب تكوين ذو دلالات نفسية . ولمراجعة العمليات الحسابية يجب أن تساوى إشتراكية الإختبار بعد الندوير إشتراكيته قبل التدوير . وعادة نتغاضى عن الفروق البسيطة ، في حدود الصفر ، بين القيمتين ، كما يتضم من الجدول (٨ — ٤) .

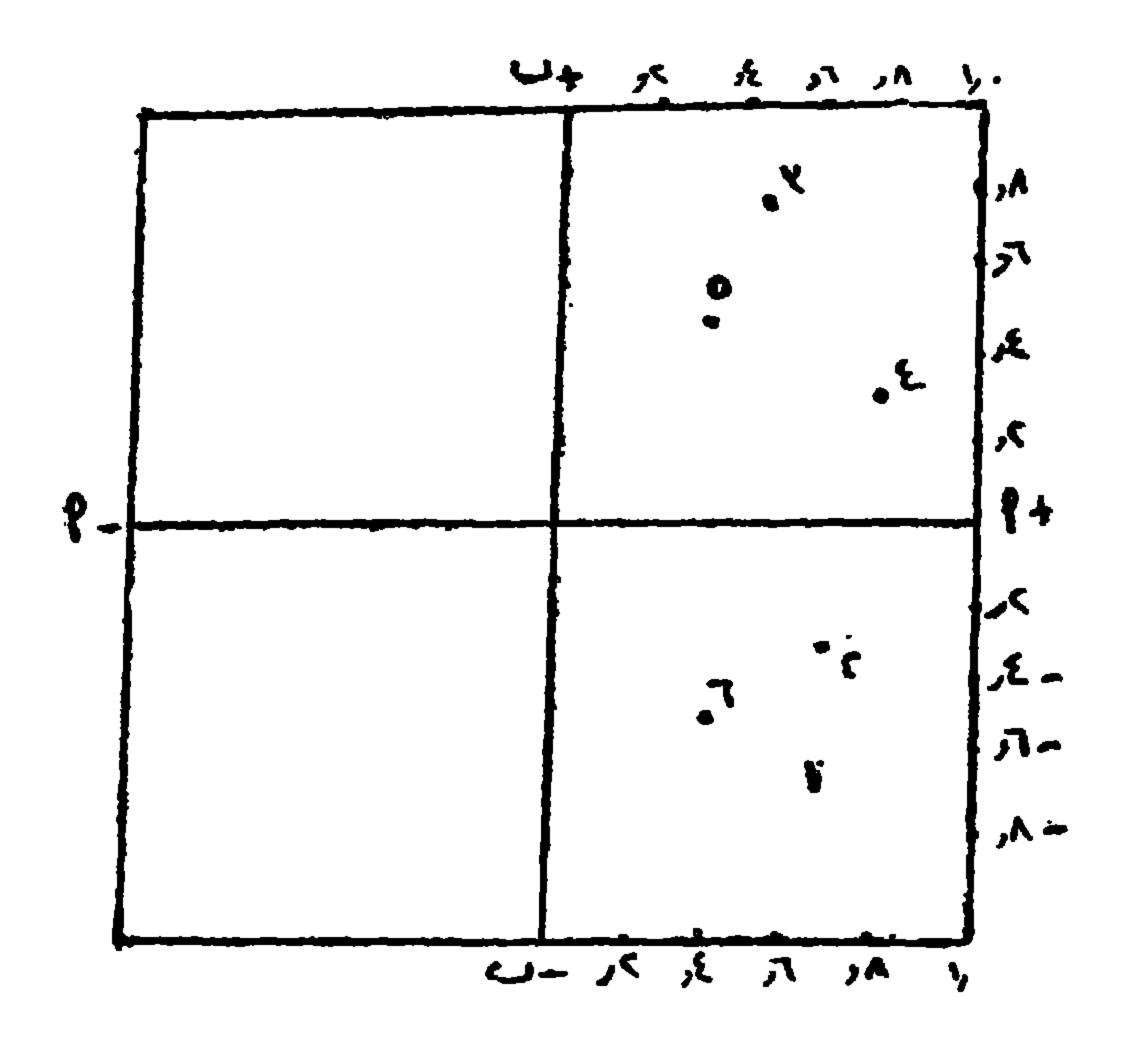
جدول (٨-٤) : إشتراكيات الإختبارات قبل التدوير وبعده

ه م قبل التدوير	
,778	١
,748	۲
,001	٣
;£10	٤
٠٤٨٩	0
,٤٩٣	٦
	,778 ,778 ,00A ;210

وفيها يلى خطوات طريقة أخرى لإجراءعملية التدوير المتعامد بطريقة كل محورين معاً .

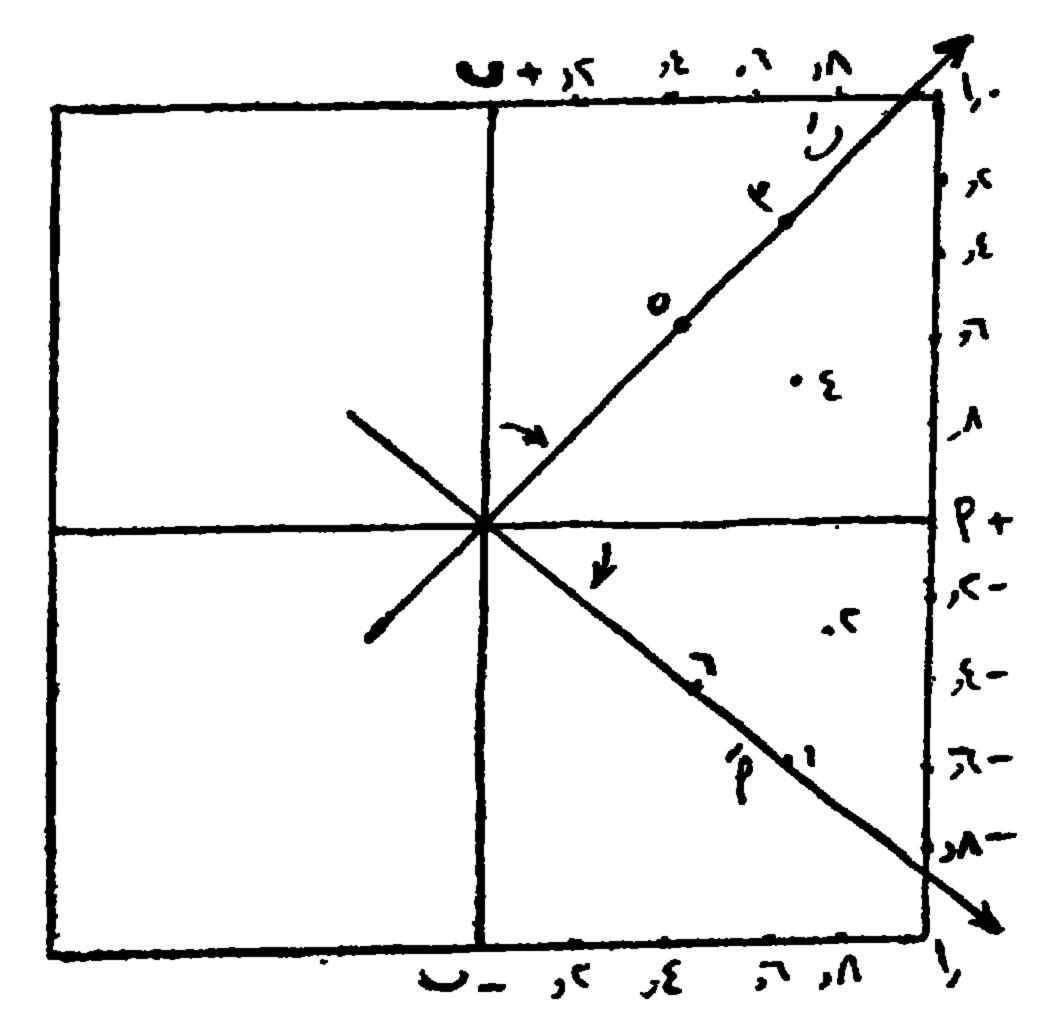
١- نبدأ بتمثيل العامل إ بالمحور الأفتى والعامل ب بالمحور الرأسى ثم نحدد مواضع الإختبارات باستخدام تشبعاتها بكل من العامل الأول والثانى كما يتضح من الشكل (٨ - ٥) .

شكل (٨ – ٥): تمثيل العاملين ١، ب بالمحورين الآفتى والرأ.ى ومواقع الإختبارات بالنسبة لهما



و بعد تدوير المحورين نحصل على الوضع المبين بالشكل (٨ – ٦) ونرمز للمحورين الجديدين بالرمز ١' ، ٠ ' . ومن المرغوب فيه عند محاولة تدوير المحورين أن نجعل المحور ١' قريب من ١ و المحور ٠ قريب من ٠ بالإضافة إلى ما يرى الباحث إستخدامه من محكات .

شكل (۸ – ۲): العاملان ۲ ، ب بعد تدوريهما إلى الوضعين ۲ و ب ر .



٢ - نحسب مصفوفة التحويل ت, وهي المصفوفة التي بضربها في مصفوفة العوامل الاصلية س نحصل على مصفوفة العوامل المدارة .

٣ ـ نحسب الاعداد الموجهة المحداثيين المحور الجديد بالنسبة المحور ونعنى بالاعداد الموجهة قيمتى الإحداثيين المحور الجديد بالنسبة المحور الاصلى . فوضع المحور ١٬ يمكن أن نحده بإحداثي نقطة على هذا المحور . ولنفرض نقطة على بعد ، و١ في إتجاه ١ . فيكون الإحداثي المقابل في إتجاه به هو ١٩٠٠ والمحور ب تكون الاعداد الموجهة ٩٨ ، في إتجاه به به على الترتيب ، نسجل الاعداد الموجهة في مصفو فة ل مون الملاحظ في التدوير المتعامد أن زوجي الاعداد، الموجهة لحما نفس ومن الملاحظ في التدوير المتعامد أن زوجي الاعداد، الموجهة لحما نفس القيمة ماعدا إختلافهما في الترتيب ، بالإضافة إلى أن أحدهما تختلف إشارته . ونقصد بالتقنين هنا إيجاد على الاعداد الموجهة لميانين هنا إيجاد الموجهة لميانين هنا إيجاد الموجهة لميانين هنا إيجاد الموجهة لميانين هنا إيجاد الموجهة لمياني العداد الموجهة لميانين هنا إيجاد الموجهة لميانية الميانية ا

زوج آخر من الإحداثيات بحيث يساوى بحموع مربعيهما الوحدة. ويتم ذلك بجمع مربعات الأعداد الموجهة لإيجاد مح له ثم نوجد الجذور التربيعية لهذه المجاميع وهذه القيم هي التي يجب أن نقسم عليها الاعداد الموجهة للوصول إلى مانهدف إليه وبدل أن نقسم على هذه القيم ، نوجد مقلوبها ـ الذي نرمز له بالرمز و ـ ثم نوجد حاصل الضرب .

٥ - نوجد حاصل ضرب الأعداد الموجهة بالمصفوفة ل فى القيمة و لنحصل على جيوب التهام الموجهة كور جديد هى فى الحقيقة مساقط موجه عندا المحور بطول قدره الوحدة على المخاور المركزية . ويلاحظ أن جيوب التهام الموجهة هى أيضاً جيب وجيب تمام زاوية الدوران . فبقياس زاوية الدوران في مثالنا هذا إلى أقرب درجة نجد أنها ٤٢°، وجيب هذه الزاوية يساوى ٧٤٣و وهما قيمتان لا تختلفان كثيراً عن الجيوب الموجهة .

٣ – وبعد الحصول على مصفو فة التحويل ت، نقوم بعملية الندوير وذلك بإبجاد حاصل ضرب مصفو فة التحويل فى مصفو فة العوامل المركزية تبعاً لقاعدة ضرب المصفو فات التى سبق ذكرها . فمثلا نحصل على القيمة الأولى فى المصفو فة المدارة بإيجاد بحموع حاصل ضرب قيم الصف الأولى من مصفو فة التحويل هكذا

(707:) (980) + (-906) (-976) وهذه القيمة تساوى 96. 96: 96: المعلوفة المدارة المياد بحموع حاصل ضرب قيم الصف الأول من مصفوفة العوامل في قيمة العمود الثاني من مصفوفة التحويل هكذا (980) + (980) + (980) ، وهذه القيمة تساوى 900.

٧ - ولمراجعة العمليات الحمابية بعد إثمام عملية التدوير نحسب

الإشتراكيات من تشبع العوامل بعد تدويرها والتي يجب أن تتفق مع إشتراكيات العوامل المركزية الاصلية .

الأعداد الموجهة ل,

Ç	1	
,091	٦٧٢,	1
-۱۸۲۰	۲۲۷,	۲
۸۹٥و	۱۳٥و	٣
۳۹۸,	۲۵۷,	٤
, ٤ ٤ ٩	۳۹۹و	0
.٤٦٥	٥٢٣,	٦

مصفوفة العواهل المركزية س

ر '	′,	
۶۸۹	٠٠٠	†
١,٠٠	- ۸۹ر	Ų
1,7971	1,7471	حے ل∗
١٩٣٨٧	١,٣٣٨٧	7J=V
۰۷٤۷۰	۰۷٤۷۰	1 = 1 1 = V

مصفوفة التحويل ت مصفوفة العوامل المدارة

ر ,	′
,770	٧٤٧,
,V £V	- ۲۳۰,

جيوب النام الموجهة

ر ,	'	
٠٠١,	۰۹۰۰	1
۲۰۱و	۰۸۰۰	۲
۰۸۰۰	٠٠١	٣
۰۰۸,	,*••	٤
٦٠١,	٠٠١	0
•••	۰۰۷	٦

ويلاحظ أرف مصفوفة العوامل الأصلية × مصفوفة النحويل الصفوفة المدارة .

تدوير المخاور المتعامدة فى ثلاثة أبعاد

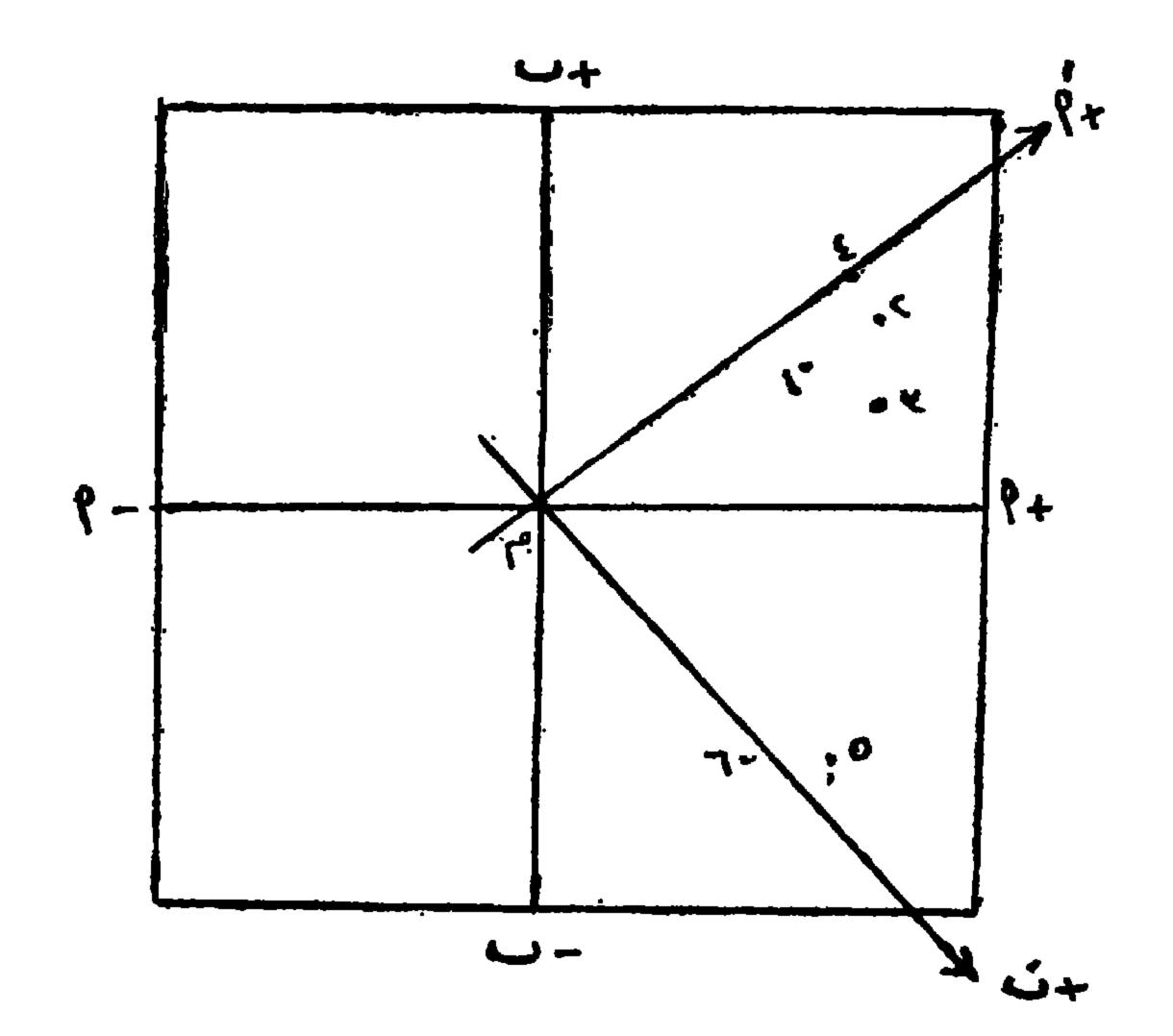
يمكن لعملية الندوير السابقة التي تقوم على بعدين فقط أن تمتد إلى إستخدام أبعاد ثلاثة، أى تدوير ثلاثة عوامل فى وقت واحد. وجدير بالذكر أن الخطوات التي نستخدمها هنا تنطبق أيضاً على تدوير أى عدد من الأبعاد . وتقوم الطريقة على التدوير في مستوى واحد في كل مرة ، حيث نختار زوج من العو امل المركزية ، ونعين تشبعاتهمافى المستوى المحدد بمحوربهما ، بحيث يتعامد هذان المحوران على المحاور الآخرى كلها . ومن المفيد أحيانا أن نبدأ التدوير بإستخدام المحور المركزى الأول مع محور من المحاور الآخرى. فالعامل المركزي الأول له تبابن في كل إختبار تقريباً . ونبدأ عملية التدوير الأولى في المستوى ، م ب الذي يحدده المخوران المركزيان ، ، ب كما هو مبين بالشكل (٨ – ٧) . وتشبه العمليات التالية الخطوات الاربع الاولى التي ذكرناها في عملية تدوير محورين معاً في كل مرة . حيث نبدأ بتمثيل العامل الآول بالمحور الأفتى والعامل الثانى بالمحور الرأسى ثم نحدد مواقع الإختبارات باستخدام تشبماتها بكل من العامل الآول والثانى ثم نقوم بعملية التدوير . والخطوة الثانية تنم بحساب مصفوفة التحويل. وفي الخطوة الثالثة نحسب الاعداد الموجهة. ثم تتم عملية تقنين الاعداد الموجهة لسكل محور جديد فى الخطوة الرابعة . وهنا نواجه عملية جديدة ، فصفوفة التحويل يجب أن تكون من الرتبة الثالثة حيث يوجد هناك ثلاثة عوامل. ويلاحظ أننا نحصل على الخلايا الآربعة التي تنضمن المحورين ١، ٠ في المصفوفة ت، ، من إجاد حاصل ضرب المصفوفة ل في ع. وحيث أن المحور حلم يخضع للتدوير في العملية الأولى فإن جيوب النهام الموجهة تساوى صفراً على المحورين 1 ، ب والواحد الصحيح على ح. وكذلك فالمحاور الجديدة ١ ، ٠ ك لها مساقط صفرية على المحور ح لأنها تبتى متعامدة عليه . ويحسن مراجعة العمليات

الحسابية في هذه الحطوة بإيجاد حاصل جمع مربعات العناصر في أعمدة المصفوفة ت. .

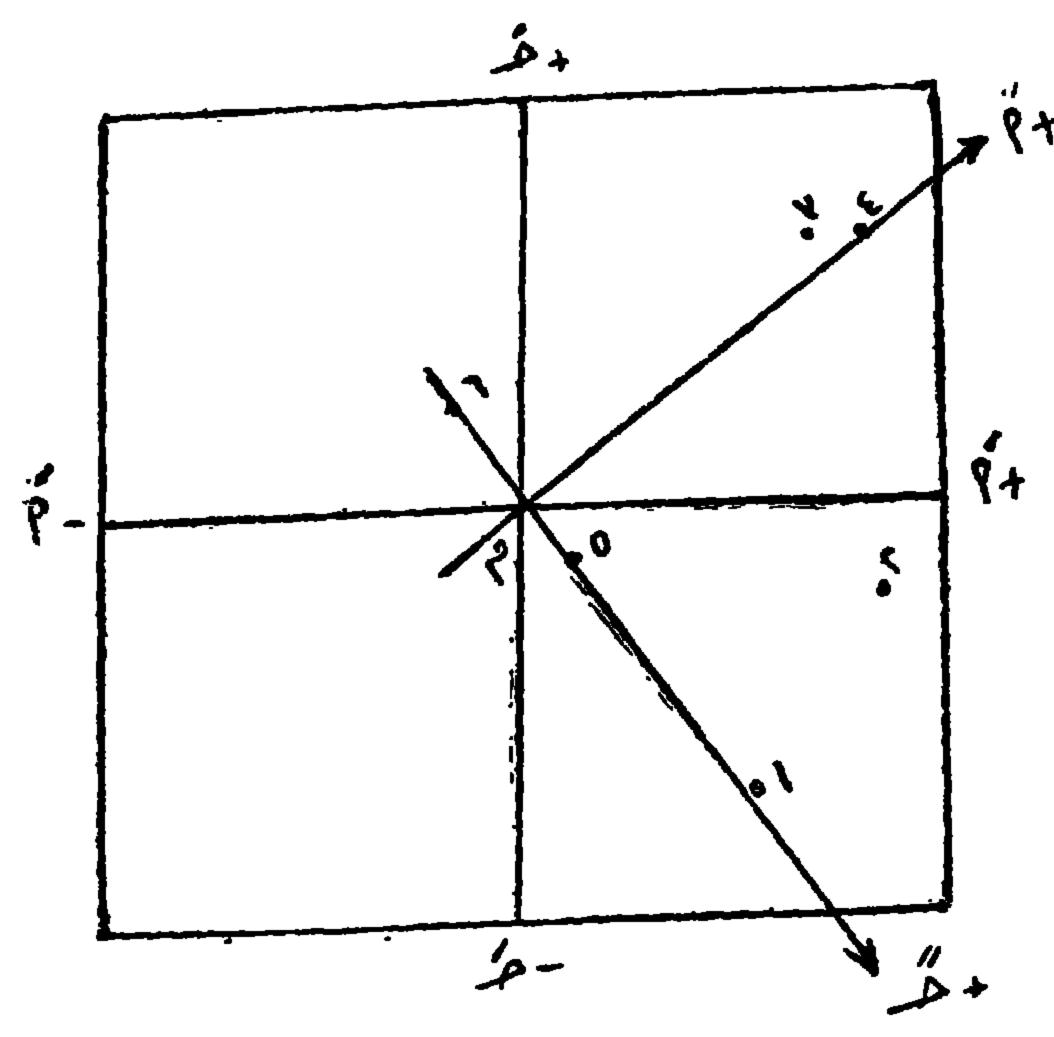
ثم نوجد حاصل ضرب مصفوفة العوامل الأصلية س فى المصفوفة ت لنحصل على مصفوفة العوامل المدارة . ويتضح أن تشبع المتغيرات بالعامل ح تبقى كما هى دون تغير . وتنضمن عملية الضرب الفعلية عمودين من المصفوفة س وعمودين وصفين من المصفوفة ت .

نوجد مواقع الإختبارات بالنسبة لمحورين جديدين من مصفوفة العوامل المدارة الأولى، وليكن المحوران ا'، ح' كما هو مبين بالشكل (٨-٨). وهنا يمكن الحصول على خمس تشبعات صفرية أو قريبة من الصفر بتدوير المحورين. ثم نحسب الاعداد الموجهة لم لإيجاد مصفوفة العوامل المدارة الثانية.

شكل (٨ - ٧): مواقع الإختبارات بالنسبة للمحورين ١ ، ٠



شكل (٨ - ٨): مواقع الإختبارات بالنسبة للمحورين ١'، ح'



و تراجع العمليات الحسابية بحساب جيوب التمام الموجهة فى المصفوفة. ت, وإيجاد حاصل جمع مربعات قيم أعمدة المصفوفة .

الأعداد الموجهة ل,

مصفوفة العوامل س

ب '			
,۸٧	1,••	1	,٧١٨- ,٢٢٨ ,٤٩٢
١,٠٠-	; ۸۷	J	,444, -444
) 1 		۱ ۸۵۲, ۱۸۸۱ ۲۱۵,
1,4079	1,7079	≥ل۲	,040, 117, 050
1,44054	1,44084	*J=V	,117-,781-,718
,40122	,٧0٤٤٤	5	317-,78A-,718, 3117-,784-,871

سصفوفة العوامل المدارة الأولى

الموجهة ت	جيوب التمام
-----------	-------------

, ,	ر ،	1	
• • •	,५०५६	,٧0٤٤	•
• • • •	,V0£2-	,२०२१	Ų
1,	••••	••••	<i>></i>
١,٠٠٠	٠٠٠٠ ۽ ١	١,٠٠٠	معت

' >	ر,	1	
۰۷۱۸ー	,107	,077	1
- ۲۲۳و	١١٥,	۰۷۲۰	۲
٥١٢و	۰۴۹۰	,٦٢٠	٣
۰۲۸	,••٧	٫۷۲۸	٤
-۱۱۲,	۹۳۸	٠٩١,	0
۱۱۳	,٧٨٨	۰۷٤-	٦

مصفوفة العوامل المدارة الثانية

الأعداد الموجهة ل	•
-------------------	---

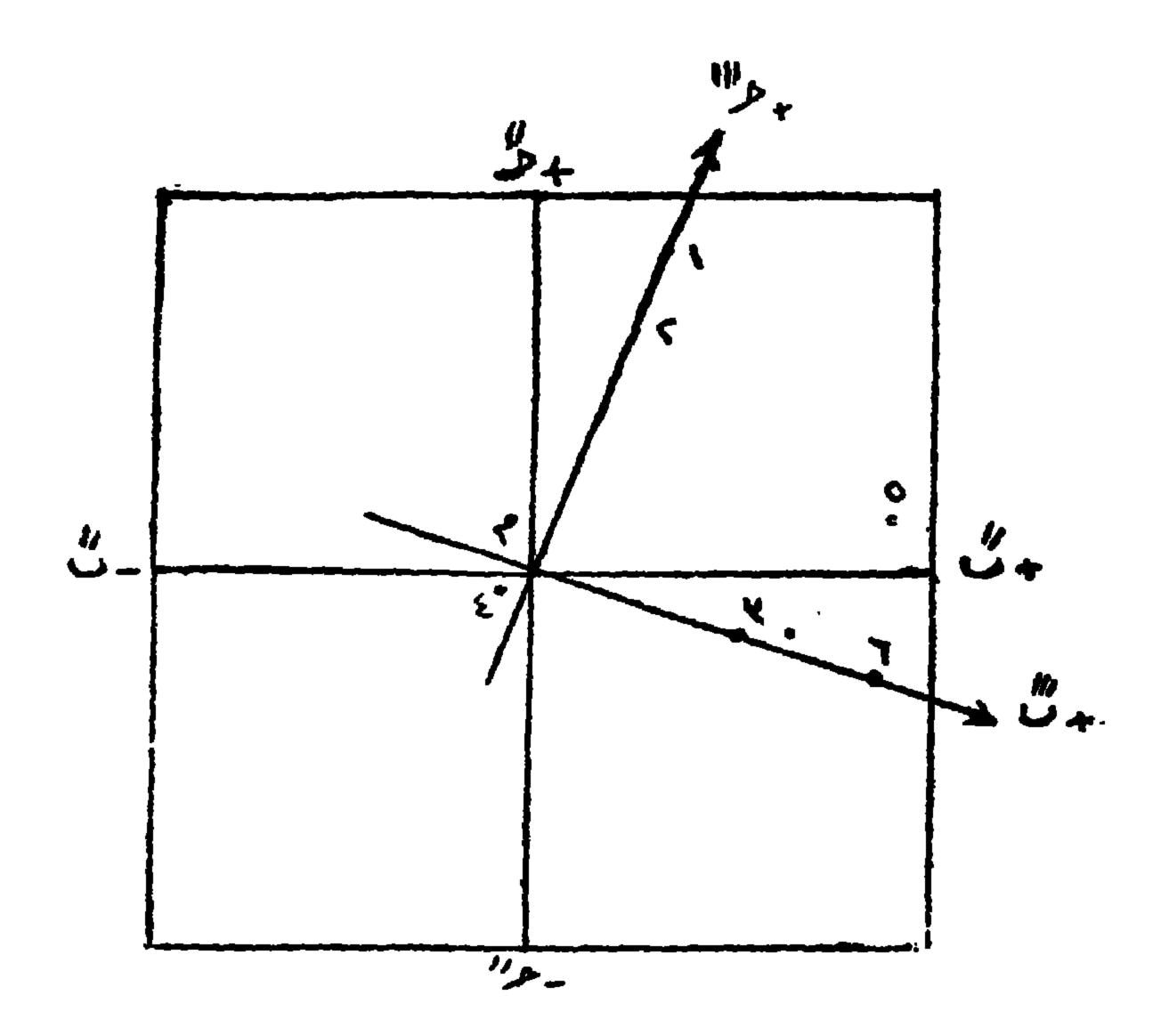
">	ر,	"	
,,,,,,,,,	,101	,••0	,
,7149	,110	,	۲
,.08—	۰۴۹	۰۸۰۲	٣
,	,•••	,۸۹۹	٤
,188	۹۲۸و	۰۰۰۸	•
,150-	,٧٨٨	٠٠٦,	٦

// ->	**	
,٧٢•	1,	1
۱,۰۰-	۰۷۲۰	'
1,0118	1,0118	'J=
1,777770	1,77770	'J=V
۸۱۱۵۳	,411104	خ

جيوب التمام الموجهة ت^٧

">	ر"	1"	
,012	• • •	:۸۱۲	,
•••	1,	•••	ب '
,۸۱۲-	• • •	۸٥٤	, >
1,	٠,٠٠٠	١,٠٠٠	ځت۲

ثم نوجد مواقع الإختبارات بالنسبة لمحورين جديدين من مصفوفة الله المدارة الثانية . وليكن ب ' ، ح ' كما هو مبين بالشكل (٨-٩) . شكل (٨-٩) : مواقع الإختبارات بالنسبة للمحورين ب ' ، ح ' '



مم نحسب الاعداد الموجهة لم للحصول على مصفوفة العوامل المدارة الثالثة . ثم نراجع العمليات الحسابية بحساب الجيوب الموجهة فى مصفوفة ت وإبحاد حاصل جع مربعات قيم أعمدة المصفوفة .

مصفرفة العوامل المدارة الثالثة

"">	٠.,	′′′!			"" _~	٠,,	
-,111	,1-	,	,		,1٧	1,	/
,797	,٢-	, ٤٠٤	۲		۱,۰۰	-۱۷,	
,٤-	۲۹٥	۶۸۰۲	٣		1,. 449	1,. ٢٨٩	٧,
,	- ۲۰۰۰	۸۹۹,	ŧ		1,-1282	1,.1242	7
٠٠٠	۹۰۱	۶۰۰A _	0		,40077	1,.1242	,
1	ا ۸۰۰	٠٠٦.	7	ļ			

جيوب النهام الموجهة ت

·">	٠,٠,	′′′;	
•••	→ •	١,٠٠٠	′′′
,178	۹۸۲	• • •	ر,
۲۸۶	,17A—	• • •	" ~
1,	1,	١,٠٠٠	≥ ت

يتناول تفسير العوامل نقطتين أساسية ين . تهدف النقطة الأولى إلى مناقشة طبيعة وأصل العوامل، وتنافش النقطة الثانية إرتباط العوامل ببعضها .

ومن الملاحظ أن العوامل تنشأ من أى شيء يؤدى إلى إرتباط أي بحموعة من المتغيرات . فإبجاد عوامل في عملية النحليل يعني بيساطة وجود بعض الاسباب أو المحددات المشتركة بين المتغيرات . فإذا إختلفت جمموعة من الأفراد إختلافا واضحا فى التعليم أو الخبرة أو الوضع الثقافي ظهرت عوامل تتعلق مهذه الفروق . وقد بين ودرو Woodrow أن التدريب على بعض الإختبارات يغير من تركبها العاملي . ووجد ثرستون أن الآفراد من أعمار مختلفة قد أظهروا تشبعات عاملية مختلفة على نفس الإختبارات . وبين طومسون ولدرمن Leederman أن تشبعات العوامل تختلف بإختلاف عينات أفراد البحث. وهناك طرق أخرى يختلف فيهاكل من العوامل وتشبعاتها. ققد بين سميث Smith أن النشابه في شكل الإختبار وأيضاً محتوله، قد يكون له نفس التأثير . ووجد ثرستون عاملا مشتركا بين أربع إختبارات كانت تقدر على أساس النسبة بين الوحدات الصحيحة والوحدات التي يحاولها الفرد. وعدد سبيرمان عدداً من المؤثرات التي تؤثر على محك الفروق الرباعية والتي تسبب التداخل بين المتغيرات وبالتالى تؤدى إلى ظهور العوامل.

تؤدى كل دذه الأدلة إلى إستنتاج أن العوامل التي توجد في بطارية

الإختبارات تعتبر نتيجة للعينة ولطبيعة الإختبارات أو طريقة تقديرها ، ولخبره أو أعمار الأفراد أو غير ذلك من العوامل .

وإذا لاحظنا أن أى شيء يقيم بحموعة من الإرتباطات يؤدى إلى وجود عوامل، ظهر لنا مدى ضعف تفسير بعض العوامل. فطومسون وثرستون وتريون يكررون النقد للفرض القائل بأن كل عامل لابد وأن يمثل قدرة عقلية أو سمة من سمات الشخصية. ولكن في الحقيقة لم يذهب علماء التحليل إلى إعتبار أن كل عامل يفصل في التحليل العاملي لابد وأن يكون له دلالة نفسية. والواقع أن بعض النقد قد وجه إلى سبيرمان وثرستون فيما يتعلق بما أطلقوه على العوامل التي إستخلصوها. حيث يدل مفهوم العامل العام على أنه يمثل الطاقة العقلية السكلية التي تسكن وراء كل عملية عقلية. كما أن القدرات الأولية لثرستون تعنى أنه قد إستخلص عملية عقلية. كما أن القدرات الأولية لثرستون تعنى أنه قد إستخلص الاسباب الاسياسية وراء الفروق بين الأفراد في القدرات العقلية.

ويذهب ألبورت Allbort إلى عكس ذلك فى تفسير العوامل حيث يقرر أن العوامل ليس لها دلالات نفسية وأنها ليست إلا بجرد أرقام رياضية قبل كل شيء. وتذهب أنستازى Anastasi إلى مثل هذا الرأى. ولذا يهتم ألبورت وأودبرت Odbert بالمكونات الأصلية للشخصية على النقيض بما يذهب إليه علماء التحليل العاملي من الإهتمام بالسمات الرقية والحقيقة أن العوامل ليست صورا رقمية فالتحليل العاملي لم يخلقها . فمكل عامل يدل على تفاعل سبب أو عدة أسباب وراء ظهور هذا العامل . فبينها أمكن إبجاد تعريف بعض هذه الأسباب فإن البعض لم يعرف بعد . والعوامل التي ترجع إلى أسباب خاصة بدراسة معينة تكون ذات قيمة وباستخدام بيانات مختلفة . وهنا يجب ألا يقتصر إهتمامنا بهذه العوامل على وباستخدام بيانات مختلفة . وهنا يجب ألا يقتصر إهتمامنا بهذه العوامل على عبرد تعريفها بل يجب الإهتمام بدراسة طبيعتها الأساسية . وأقرب تفسير طبيعة العوامل يتقبله كل من دود Dodd وتريون وولفل هو ماذهب

إليه طومسون في نظرية العينات. وتبدأ هذه النظرية بفرض مؤداة أنه القدرة العقلية تتكون من عدد كبير نسبيا من المكونات الصغيرة ، كالأفعال العكسية الموروثة، وعناصر سلوكية سواء آكانت موروثة أو مكتسبة وذكريات عديدة من الخيرات. ويتوقف أدا. أي إختبار على عينة من هذه العناصر . وإذا تتضمن إختباران بعضا من العناصر المتشابهة فإنها يرتبطان إرتباطا موجباً. وإذا كانت العناصر مختلفة فإن الإرتباط بينهما يكون صفرا . ولتفسير ظهور عوامل طائفية نفترض أن هذهالعناصر تنظم في مجموعات فيما بينها . ويعتقد طومسون أن هذه المجموعات قد تتداخل بسبب إشتراكها في بعض العناصر، وعلى ذلك فهي ترتبط فها بينها . ويتكون العامل من وجهة النظر هذه من جموعة من المحددات. الأولية للقدرة . وبجد تريون في هذه النظرية إتفاقاً أكثر من غيرها مع ما نعرفه من أسس الوراثة والتعليم ?. ويفضلها بيرت أيضاً لأنها تنفق مع نتائج الابحاث البيوولوجية . ولقد عبر ثرستون في دراساته الاخيرة عن وجهة نظر مشابهة تقريبا حيث قرر أن العوامل التي نستخلصها بطرق التحليل العاملي ليست في صورة نهائية بل من المؤكد إمكار _ تجزئها إلى عناصرها .

وتؤكد نظرية العينات حقيقة أن التحليل العاملي إحدى مستويات الوصف المفيد فى تناول القدرات . بينها لايزال هناك مستوى أكثر أسياسية يتمثل فى عناصر الوراثة والحبرة التى تتحد معا مكونة العوامل -

وسواء إعتبرنا القدرة مكونة من عدد كبير من المكونات الاولية أو عدد قليل، فإن بعض العوامل التي أستخلصت تتضمن مكونات هذه القدرة. وعلى أى حال، فإن التعريف الذي يعرف به الباحث العامل يعتبر الفرض الذي يفترض فيما يتعلق بطبيعة ذلك العامل. ويحتاج الامر إلى مزيد من الدراسة سواء الدراسه العاملية أو التجريبية أو الإكلينيكية

للأخذ بهذا الفرض أو رفضه وبدون هذه الدراسة لا توجد وسيلة أخرى لتحديد مدى قيمة وثبات العامل الذى نستخلصه ولهذا السبب قام ثرستون بسلسلة من الدراسات صممت لقياس مدى ملاءمة ما أعطاه من تعريفات للعوامل التي إستخلصها في تحليله لسبعة وخمسين مر الإختبارات وقد قام بتصميم إختبارات جديدة ضمها إلى الاختبارات التي سبق أن إستخدمها لتحديد العوامل الاولية الأصلية ويهتم الباحث هنا بالتكوين العاملي الذي يحضل عليه ومدى مطابقتة لما قد أفترض من عوامل فإذا إتفقت النتائج التي يحصل عليها الباحث مع ما كان يتنبأ به فعليه أن يثق في نقائجه .

والنقطة الثانية فى تفسير العوامل تتضمن علاقة العوامل بيعضها .
ويؤكد معظم علماء التحليل العاملي على أن العوامل بجب ألا ترتبط فيها بينها .
أما ثرستون وتربون فقد ذهبا عكس ذلك وإعتقدا بإرتباط العوامل .
غير أن الإعتقاد بإرتباط العوامل يقابله عدد من الإعتراضات المنطقيه . فقد قرر كل من بريس Price وتربون إلى أن العوامل التي تحددها الوراثة بجب أن ترتبط فيها بينها إرتباطا موجبا . كها أن جاريت بين أن العوامل التي تنتج من وجود عناصر مشتركة في التدريب والبيئة بجب أن ترتبط أيضاً . ولكن منطق الآخذ بفكرة عدم إرتباط العوامل يقوم على أساس أن الإرتباط يعقد دراستها إحصائيا حيث يسهل العوامل غير المرتبط .

والآن قد أصبح من المعروف أن النحليل العاملي بهدف إلى توضيح المفهومات فى مجال تنقصه المفهومات المحددة الواضحة . فبعد عملية التحليل وإختصار المتغيرات المتعددة إلى عوامل يذهب الباحث إلى تحديدالدلالات النفسية لهذه العوامل . وكما ذكرنا فإن بعض الباحثين يفضل ألا يعطى العوامل دلالات نفسيه أو أى نوع من الدلالة حتى بعد عملية التدوير .

وكل ما يقوم به الباحث هو تمييز العوامل بحروف آو أرقام مع تحديدها بالإختبارات التى تتشبع بها . وهذا الإتجاه فى تفسير العوامل بقلل من أهمية ربط العوامل فى نظام من المفهومات . ويرجع تخوف بعض الباحثين من تفسير العوامل فى مفهومات إلى تسمية أشياء ليس لها ثمة وجود . ولانه لا يوجد فى الواقع أى شك فى فابدة ربط العوامل بمفهومات حتى يكون لدينا وسائل تحديد العمليات السلوكية التى نقوم بقياسها والتى تفيد أيضاً فى عملية الإتصال وخاصة إذا حددت هذه المفهومات فى إطار إجرائى .

ولكى يقوم الباحث بتفسير العوامل التى يستخلصها عليه أن يحدد الإختبارات التى تنشبع بتشبعات ذات دلالة بكل عامل، والإختبارات التى تنشبع بتشبعات صفرية أو منخفضة بهذا العامل. وأن يحدد الخصائص التى تشترك فيها بجموعة الإختبارات التى تتشبع بالتشبعات الصفرية أو المنخفضة . وقد يرجع الفرق بين المجموعتين إلى أن المجموعة الأولى من الإختبارات ذات خصائص لغوية بينما لا يكون نفس الامر مع المجموعة الثانية . أو أن مجموعة الإختبارات الاولى تتميز بالمحتوى العددى بينها لا تتميز به المجموعة الإالى المتنبر به المجموعة الإختبارات الاولى تتميز بالمحتوى العددى بينها لا تتميز به المجموعة الثانية . وعلى الباحث أن يحدد خصائص كل إختبار والعمليات التى تتميز بها واحداته . ثم يقارن هذه الحتصائص والعمليات عندما تتجمع الإختبارات في عوامل طائفية .

ولتوضيح ما ذهبنا إليه فى كيفية تفسير العوامل فقد تناولنا بحثاً للمؤلف كان يهدف فيه إلى دراسة بعض القدرات التى فرضت كقدرات تؤدى إلى الابتكار والكشف عن الاختبارات التى تتشبع بتلك القدرات. وذلك لبتسنى لنا أن نبين عملية تحديد مفهو مات إجرائبة للعوامل التى نستخلصها .

فى هذا البحث إنبع المؤلف تحليل جيلفورد للعوامل الأساسية المؤدية إلى التفكير الابتكارى ويقصد بها :

- Flexibility of Closure رونة الحصر
 - Speed of Closure __ ~ ~ ~
- Adaptive Flexibility المرونة التكيفية ٣
- ع ـ المرونة التلقائية Spentaneous Flexibility
 - ه ـ الطلاقة الفكرية Ideational Fluency
 - r الأصالة Originality

ثم قام المؤلف بجمع وتعديل بعض الإختبارات ووضع البعض الآخر فحصل على بطارية إختبارات لقياس هذه القدرات التي حددها كقدرات لازمة في عملية التفكير الإبتكارى . وفيها يلى ثبت بالإختبارات التي استخدمت تحت القدرات التي تمثلها .

- مرونة الحصر : الاحتفاظ بصورة الشكل رغم المشتتات .
- ا ــ أشكال جو تشالدت Gottschaldt Figures طبعة ثرستون للإختبار من متعدد .
 - . نقل الأشكال Copying Designs على مساحات منقطة . - نقل الأشكال
- ٣ ـــ إختبارسيجها لثرستون Thurstone's Sigma test ؛ وضع علامة تحت الأشكال التي تتضمن الشكل .
 - سرعة الحصر: السرعة في التعرف على مثيرات غيركاملة نسبياً .
- Thurstone's Mutilated هـ المشوهة للسكليات المشوهة للمتعلى السكليات في حروف مشوهة . Words
- Street Gestalt الأشكيل الأشكال Street Gestalt وختبار إستريت لتكيل الأشكال Completion
- ہ _ إختبار كلمات الحروف _ الأربعة Four-letter Words ؛

وهى صفوف من الحروف الهجائية ليكون منها المفحوص كلمات من. أربع حروف .

المرونة التكيفية : إعطاء حلول مختلفة لبعض المشاكل.

ν ــ مشاكل عبدان الثقاب Matchatick Problems ؛ عدد الحلوله المختلفة لمشاكل مكونة من أشكال من عبدان الثقاب .

به الحيار المربعات لجيلفورد Guilford's Squares test ؛ وضع علامة × فى له حة مقدمة بحيث لا يسمح بوضع إثنين فى نفس الصف أو العمود أو الحلايا القطرية . ودرجة الفرد هى عدد الحلول المختلفة .

و ــ المشاكل البديهية Ingeniuty Problemes ؛ مشاكل إستدلال تنظلب إعادة التنظيم بدرجة أكبر من الطريقة الرتيبة لحل المشكلة .

المرونة التلقائية : التحرر من قصور النفكير لإعطاء العديد من. الأفكار . الأفكار .

-١٠ إستخدام الطوبة (المرونة) Brick uses (flex.) ؛ عدد تغيرات الأنماط في سرد الإستخدامات المكنة للطوبة .

11 ــ الإستخدامات غير العادية Unusual uses لبعض الأشياء. الشائعة ؛ ودرجة الفرد هي عدد الإستجابات المقبولة .

۱۲ ـ أسماء الموضوع (المرونة) (Object Naming (flex.) ؛ كتابة و و و بناتات ، ودرجة الفرد هي عدد تغير الأنماط .

الأصالة: إنتاج الإستجابات غير العادية الجيدة.

عدد Consequences (ciever) (الجيدة) (الجيدة) الإستنتاجات (الجيدة) النبوءات غير العادية .

14 - المستحيلات Impossibilities عدد الإقتراحات المقبولة.

١٥ – الجناس اللفظى (الجيد) (Anagrams (clever ؛ تكوين كلمات من حروف كلمة Generations؛ نسبة السكلمات النادرة الجيدة .

۱۱ – بقع الحبر (الجيدة) (lokblots (clever) بطاقات رورشاخ ۱ ، ۳ ، ۸ ، ۱۰ ، عدد الإستجابات غير العادية الجيدة .

19 - الابتكار اللغوى English Creativity ؛ موضوع إنشاء عن د الكوخ فى الغابة ، وقد صححه بحمو عتان من المدرسين فيها يتعلق بالكمية ومدى الافكار الجيدة وأصالتها .

١٨ - درجات التربية الفنية.

١٩ - إستفتاء الميول في أوقات الفراغ ؛ نسبة الإستجابات التي تتضمن
 تشاطاً إبتكاريا .

الطلاقة الفكرية : سرعة إستدعاء الأفكار بغض النظر عن نوعها .

٧٠ - إستخدام الظوبة (الطلاقة)، عدد الأفكار الكلى.

٢١ - الإستنتاجات (الظلاقة)، عدد الاقتراحات.

۲۲ ـــ المرضوعات Topics ، عدد الأفكار لكل موضوع ·

٢٢ - بقع الحبر ، عدد الاستجابات الكلى .

الصلابة ـ المرونة : إختبارات متنوعة اقترحها بحاث آخرون كلوفل وتشاون ولنشنز وغيرهم .

٢٤ ـــ الـكليات المختفية Hidden Words ؛ فى ثبت الـكليات الأول المختلطة يتكون إستعــــداد عقلى فى الكشف عن أسماء للحيو!نات ويحتوى الثبت الثانى أيضاً على أسماء حيوانات بالإضافة إلى كلمات مختصرة

وأسهل مختفية ، والدرجة هي عدد الـكليات من النوع الآخير التي يـكشف. عنها المفحوص .

حوعات المناكل الحسابية والجبرية والهندسية ، والتي يمكن حلها سوا. بالطرق الرتيبة التي تنطلب كتابة مسودة أو بالطرق السريعة المباشرة ، والدرجة هي عدد المسائل التي يحلما المفحوص بدون كتابة مسودة .

٣٦ - تكوين المفهومات Concept formation ؛ إختبار لوفل الذي يقوم على أشكال فيناك لكي تصنف تبعاً لمبدأين أو ثلاثة .

٢٧ - إستفتاء تشاون ، عدد الانشطة المرنة مقابل الانشطة الجامدة.
 أو الوسوسية .

عنابة كلمة ثالثة لها نفس معنى الكامة المكتوبة على اليسار .

الطلاقة الكلامية: إنتاج الكلمات بسرعة لتحقيق مطالب تركيبية معينة، بغض النظر عن المعنى .

٢٩ ــ الجناس اللفظى (الطلاقة) ؛ عدد الكامات المختلفة .

٣٠- بداية الكلمة ؛ سردكلمات تبدأ ببداية معينة .

٣٦ الحرف الأول والأخير First and last letter ، سردكلمات تبدأ وتنتهى بحروف معينة .

سرعة الإدراك : سهولة إدراك النفاصيل المختلطة بمادة غير ملائمة .

٣٧ ــ إختبار سرعة الإدراك Perceptual Speed test ؛ شكل معين. يتبع بثمانية أشكال ، ثلاثة إلى خسة منها تشبه الشكل المعين ، وعلى المفحوص وضع خط تحت الشكل المشابهة الشكل المعين .

۳۳ المنثورة المنثورة Scattered X'S لثرستون ؛ حروف على الصفحة ، وعلى المفحوص تحديد سبعة من x على كل صفحة .

۳۶ – إختبار ما نيسوتا الكتابى Minnesota Clerical test ؛ أزواج من الآسماء ، وعلى المفحوص تحديد ما إذا كانت متشابهة أو عختلفة .

العامل العام:

ه Shipley abstraction test النجريد لشبلي Shipley abstraction test

Non-Verbal Classification (لوفل) النصنيف غير اللفظى (لوفل) التصنيف غير اللفظى (لوفل) المفحوص أن يضع علامة تحت ثلاثة على من ستة أشكال، وعلى المفحوص أن يضع علامة تحت ثلاثة أشكال في كل مجموعة وذكر سبب النصنيف.

عامل التفهم اللغوى ويحتمل أن يكون موجودا في كثير من الاختبار ات السابقة بالاضافة إلى ؛

٣٧ ـ إختبار المفردات اللغوية لتشاون .

العامل العددى :

يوجد فى إختبار ٢٥ بالاضافة إلى المتغير ٣٨ ــ درجات الامتحانات المدرسية فى الرباضة .

العامل المكانى:

يحتمل وجوده في الاختبارات ١ ٥ ٧ ٥ ٧ م بالاضافة إلى ؛

٣٩ ــ إختبار لوحة الأشكال Paper formboard test ؛ الاستجابة المبتكرة لاختبار ماينسوتا .

. إلا شكال Memory for designs (طبعة لوفل).

العيمة : ولقد أختيرت العينة من بين تلاميذ مدارس الثانوى العام ، مستريعت يعتبر ذكاؤهم فوق المتوسط مما ننوقع معه بروزالقدرات الإبتكارية . وتتضمن العينة السكلية ١٧٠ تلميذا من كل فصول السنة الثانية والثالثة منها ٨٠ بنتا و ٩٠ ولدا . وكانت أعمارهم تتراوح بين ١٣ – ١٤ سنة .

طريقة القياس: لقد قسمت الإختبارات إلى عشر بحمو عات حتى لا تزيد مدة الإختبار عن ٣٥ دقيقة .

ولقد قام المؤلف بتطبيق سبع بحموعات ، أما المجموعات الثلاثة الآخرى فقام بتطبيقها عشرة طلاب من السنوات النهائية الذين يعاونون المدرسين في المدرسة ، بعد أن أعطيت لهم التعليمات الكافية ، وطلب منهم إتباع التعليمات بدقة . وكانت الإختبارات التي تضمنتها هذه المجموعات هي الإختبارات التي تتأثر إجاباتها بالمناقشة التي قد تدور بين التلاميذ الذين أعطوا الإختبارات والتلاميذ الذين لم يعطوها ، ولذلك كان من الضرورى أن تعطى هذه الاختبارات في كل الفصول في وقت واحد ، ولقد قام المؤلف بتصحيح الاختبارات تبعا لتعليماتها .

تحليل البيانات

يبدو أن توزيع الدرجات الخام كان عاديا عامة ، مع إلتوا بسيط ؛ ماعدا إلتوا موجب واضح فى حالات قليلة - تكوين المفهومات ، وإختبار التجريد ، وسرعة الإدراك ، وإلتوا مالب - المشاكل البديهية ، وإستخدام الطوبة (المرونة) ، والاستخدامات غير العادية ، والاستنتاجات الجيدة وإستخدام الطوبة (الطلاقة). ويحتمل ألا تكون الانحرافات كبيرة مما يشوه المعاملات بدرجة عالية .

ولقد أستخدم فى هذا البحث طريقتين من طرق النحليل العاملى : ١ ـــ ظريقة المكونات الأساسية لهوتيلنج . ٢ ــ طريقة العوامل الطائفية لبيرت .

ونتناول هنا النتائج التي كشفت عنها الطريقتان حتى بمكننا أن نتبين أن طرق التحليل العاملي المختلفة تؤدى إلى نتائج متشابهة إلى حد كبير فيها تفصله من عوامل مشتركة.

طريقة المكونات الأساسية: لقد فصلت الوحدة الحسابية الالكترونية عانى مكونات أساسية من معاملات الارتباط التي حصلنا عليها من الاختبارات. ويبين جدول (٩ – ١) تشبع كل إختبار بهذه المكونات الأساسية.

32. J.13	731 121	73.	*· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	133	3. 1.3	13.1 VOO	171	744	10 X 10 X	(a)
3.1: 1-31		. 17/	•	71-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-	** 13	¥ • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	* ***V	7-7-	> 194	>
1			<u>~</u>	1 TET	33.4 438	Y Y Y 7	<u> </u>	**	7 17	<
17 17%		Y04 174	7 : 7.	- Y - 1	X-1 Y-Y	1 - 7.4	<u></u> 	140	1	
* - Y Y Y	٧ ٥	T YE.	· 		- X Y	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	•••	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	17/	-
1-1 171	103	<u>-</u> *	<u> </u>	· * * * * * * * * * * * * * * * * * * *	<u> </u>	٥٣٥ ٧	~ 	- - - - - - -	TO9	~
- Y.O	A.		100	<u> </u>	· •		7 184	7 - 1 / %	۸۲۰	~
- 414	KYO	Tor	 	~~.	744	30%	114	<u> </u>	127	
١٠ - استخدام الطوية (المرونة) - ١٠		م الدريمان	٧ - مشاكل العيدان	به اکلات الموروف الاربعة			コート			

جدول (۹ – ۱): تقييم كل إختبار بالمكونات الاساسية

(م ۱۷ — التحليل العاملي)

7). 770
٧٥٠ / ١٠٧
TET 710
**· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
\$70 Y10
٠٢٠
٠٠٥
133
۸۰۸ - ۲۰۸

出いいいるのルード・	404	714-	\ \ \ -	7.0	:	W17-	- 14-	7:4-	73
	101	114-	- 0 -	140	Y 2 1 -	· ·		171-	03.7
リアルションドート人	0 1	471-	77	- 4.4	÷ *	*	<u>`</u>	- 44	٠,
٢٧- لوحة الاشكال	3.5	178-		100		· 7 7 1	744-	40%	4 5
٢٦- الحروف الأولى والأخيرة	~ ~	**	₹ · †	104	77.5	% <u>%</u>	717	47£-	000
_	77.	3.43	7/1	777	٠	• • • •		13.	¥04
٢٢- المفردات اللغوية	144	₹	7.81	4-14-	-1.4.	. 10 -	7.	444	970
۲۲- قرين المفهومات	**	10) 1	• • • •	***	14	٠٢٥	Š	- 44	7.4
	>	; >	· 7 7 -	· \\	71/	÷	; 0	3	.03
	7.5	₹	703	717	غر هر	7 > 7	÷ 7	11	<u>۷</u>

٠٠- درجات الرياضة المدرسية	•	<u> </u>	777	1101	447	104	;	TV) -	777
مع - در جات النربية الفيية	70	0)	*	- A31	7.		÷	· 0 × −	7:
٨٢ - الإنسكارية اللغوية		714	7%7	~	1 	777	₹	7 4 4	**
١٧٠ بقع الحبر (الجيدة)	7.4	74	~~~	%	7 % 4	7%T	747	14%-	77.8
١٧١- يقع الحبر (الطلاقة)	· ۲ /	* * * * * * * * * *	303	444	%	÷	127	151-	~~
٥٠- السكليات المزدوجة المعنى	733		75V-	440-	7	:	710	>-	770
ع٧- استفتاء الميول ٢		440	\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\	7:1	444-	7 7 7	- 73.	* * * * * * * * * *	**
۲۲- استفتاء الميول ١	104	37.	* * * * * * * * * * * * * * * * * * * *	411-	Y00	7:1	**	:-	770
٢٢ - مانيسوتا الكنابي	~ ~ .	777	444-	٥ \ ٧	1 10.	414-	\(\frac{1}{4}\)	; -	000
المنفورة × المنفورة × المنفورة	٣٠٢	·4-1	11.1	. 4.1	<u>ن</u> ا ا	<u></u>	7.7	· \ \	7>0

مضفوفة العوامل لعملية التدوير ربين جدول (٩- ٣) تشبع كل إختبار بالمكورات الأساسية بعد تدويرها . فقد خضعت مد بطريقة كل محورين معا حيث يصعب بدون الندوير تفسيرها تفسيراً ذا دلالة نفسية .

جدول (۹ - ۲): تشبع كل إختيار بالمكونات الاساسية بعد تدويرها

ا- استخدام العلوية (الرونة)	181-	1/1	. 44	41.5	140	7/1	1/1/-	74	177 773
· 一百二年	· * * -	773	777	14-	440	*	₹	-14-	× × ×
د الريمات	Y 1 Y	10-	•	>	*	~ · · ·	\}	٠ ٧	**
٧ - مشاكل العبدان	·	٠ ۲	:	= -	///	410	ż	711-	*
١- كمات الحروف الاربية	7	707		111	441	- 144	7.1	1 V -	**
ه - تکیل المحکی	144	440	7.7-	177	777	777	X	- 40	× × ×
م الكان المرة	104-	7.0	177 -	711-	414	4r/-	131	*	000
ンド・ソート	**	~		***	7	; >	•	127-	340
	÷	۸3٠	180	· · ·	404	•	خ	• ۲۲	<u> </u>
一、一人のなりにです。	107	-	-34.	۲.۸	315		<u> </u>	117-	17
الاختبار		~	-4	3,	0	7	<₹	>	6

001 111117
•
-

٠٠ - سرعه الادراك	٠٧٥			177	~	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \			13
		•	•		\ \ \ \	3	1		A
٠٠ - التجريد	*	747	*:	1471	*17		778		7.00
八人・一・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	₹	٠٢>	1	-00-	101	?	177-	**	٠٧٠
リスポンドー・レー・アン	144-	131	• • • •	•	V•V	301	•	414	111
المروف الأولى والأخيرة	40%	₹ •	· ۲ 7		177	7%7	3	77.7	2
٥٠ - بداية السكان	71	77%	>		· \\	ند م	\ \ \	÷ 7.	703
٢٢ - المفردات اللغوية	٠	٠,	•	?	141-	;	.	71%-	94.
٢٢ - تيكوين المفهومات	144-1	114	1 V V	- 73:	11.3	Ś	**	%	₹
٢٢ - التصنيف غير اللفظي	· ·	71	54.0	; >	777	·	٠ ٧	101-	(0)
	- 73(74.8	10/	::		\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\	071	144-	0)

٠٠ - درجات الرياضة المدرسية	- 3.) ^	~ • •	· 40 -	1	*	140-	* * * *	X X
٣٠ - درجات الغربية الفنية	₹°>	\T\/	77.		1.47	• 7 -	7:5	4	7
الانتهالية الغوية	740	**	444	144	1237	* * * * * * * * * *	<u>></u>	44	× 1 ×
1 - in (intere)	***	- \\ -	-3	*	* ** **	•	÷	× ×	7.7
(4) July (1) 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	740	411-	7 • 7	240	; >	+	0,	\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\	0 5 3
٥٠٠ - السكايات المزدوجة المعنى	· ۲ 1	737	. 10		1 > 0	4		-4 :>	770
- Te - Te - Te	7 7 1	÷	** * * * * * * * * *	۲>٥	. 17 -	180-	441-	-333	***
المناه المول ا	710	7.	· * <	77%	10)	144-	T-3.6-	- 20	777
۲۴ - مانيسو تا السلاماني	; 	*	44.	÷	-7.	- V3.1	777		\$ \$
Y I X I X	73.	770	777	137	447	177	14	÷	ر اه ا

إذن ماذا يمكن إستنتاجه من تشعبات العوامل بعد تدويرها ؟

(۱) تشبعات ه

من الواضح أن العامل البارز هنا هو العامل المكانى، لتشبع جميع الاختبارات غير اللفظية به كرونة الحصرومرونة الإنتقال، كما تشبعت به أيضاً الاختبارات الممكانية العادية . وعلى أى حال، فلقد أختيرت زوايا الدوران لزيادة تشبعات إختبار تذكر الاشكال (٢٨) وإختبار لوحة الاشكال (٢٧) . ولقد أظهرت إختبارات الاشكال المختفية والنقل والاشكال (٢٠) ، ولقد أشبعات بنفس الدرجة . ولقد إستحال استخلاص أى عامل مستقل لمرونة الحصر ، حيث تشبه إختبارات مرونة الحصر فى كثير من الاوجه تلك الإختبارات التي يعتبرها جيلفورد عمله لعامل الإدراك الممكانى ، والسبب المحتمل لبروز عامل الممكان هذا هو أن الإدراك الممكانى ، والسبب المحتمل لبروز عامل الممكان هذا هو أن إرتفع تباينهم فى القدرات غير اللفظية والممكانية إرتفاعا نسبيا . ويلاحظ أيضاً أن العامل الممكانى يلعب دورا كبيرا فى القدرات الرياضية (٢٠) ، ولمكن تشبع إختبارات السرعة غير اللفظية (٤ ، ٥ ، ٢ ، ٢٠)

(ب) تشبعات ۲°:

يشبه هذا العامل التفهم اللغوى ، لأن الاختبارين اللذين أستخدما لتحديد زوايا الدوران هما المفردات اللغوية (٢٤) ، والكلمات المزدوجة (٣٥) . فيتعلق معظم تباين هذين الإختبارين بهذا العامل . ويتشبع به أيضاً إختبار الكلمات المشوهة (٤) والمشاكل البديهية (٩) التي تتطلب

المدد الموجود فوق رقم العامل يدل على عدد مرات تدوير هذا العامل مع العوامل الأخرى . فهنا العامل الحامس قد تم تدويره خس مرات .

أيضاً التفهم اللغوى. وعلى أى حال ، فعظم الاختبارات اللفظية تنشبع بهذا العامل، ولكن هذه النشبعات صغيرة، والسبب بدون شك، هو إختبار تلاميذ المدارس الثانوية العامة على أساس القدرات النغوية بدرجة كبيرة.

(ح) تشبعات ۲۷:

يتفق هذا العامل بوضوح مع الطلاقة الكلامية لرستون ولقد أستخدم إختبار الجناس اللفظى (١٧) (الطلاقة) وبداية الكلمات (٢٥) في توجيه زاوية الدوران ، وهما إختباران للقدرة على إنتاج الكلمات بغض النظر عن معناها ، ويظهر إختبار مانيسوتا الكتابي (٢٢) تشبعا عاليا أيضاً بدل أن يقيس عامل سرعة الإدراك . ويلاحظ أن إختبارات كلمات الحروف – الاربعة (٦) والحرف الأول والأخير (٢٦) ذات تشبعات عالية أيضاً مما يؤكد وجود العامل . والتشبع الحير هنا هو تشبع إستفتاء الميول (٢٣) (– ٢٩٤) ولكن من الواضح أن التلاميذ ذوى الميول الإبتكارية قد يكونوا ضعاف في سرعة إنتاج الكلمات .

(و) تشیمات ع ^ا :

يقرب هذا العامل من عامل الطلاقة الفكرية لثرستون رغم أنه يتضمن بعض الاختبارات التي كنا نتوقع أن تقيس المرونة التلقائية والأحالة . وتنطلب الاختبارات التي وجهت الدوران أساسا ، وهي الموضوعات (الطلاقة) (١٩) ، وبقع الحبر ، إنتاج كمية من الأفكار بغض النظر عن كيفها . ولاختبارات إستخدام الطوبة (الطلاقة) (١١) والاستنتاجات (الطلاقة) (١٤) نفس الطبيعة ، فتشبعاتها عالية أيضاً مما يؤكد تفسيرهذا العامل . واكن يحصل إختبار إستخدام الطوبة (المرونة) يؤكد تفسيرهذا العامل . واكن يحصل إختبار إستخدام الطوبة (المرونة) وأسماء الموضوع (المرونة) والتي يمكن أن تمثل عامل (١٠) ، وأسماء الموضوع (المرونة) (١٢) والتي يمكن أن تمثل عامل

المرونة التلقائية ، على تشبعين متوسطين . ويظهر إختبار الاستخدامات غير العادية (١٢) تشبعا عاليا . وبالمثل يدل تشبع الاستنتاجات (الجيدة) (١٥) والمستحيلات (١٦) و بقع الحبر (الجيدة) (٣٧) ، العالية على أن الاصالة لم تتميز عن الطلاقة الفكرية بين تلاميذ هذه السن .

(و) تشبعات ۱⁷:

يبدو أن هذا العامل يقترب من عامل الآصالة ، رغم أنه لم يعط تشبعا عاليا لآى إختبار من مجموعة الاختبارات التي يقترحها جيلفورد . ويبدو أن هذا العامل هنا يجمع بين عدد من الاختبارات المتباينة ، إختبار الجناس اللفظى (الجيدة) (١٨) وإستفتاء الميول (٣٣) ، وبقع الحبر (الجيدة) (٣٧) ودرجات التربية الفنية (٣٩) ، ويظهر إختبار الابتكارية اللغوية (٣٨) والمستحيلات (١٦) أيضاً تشبعات ذات دلالة مع أنها صغيرة . ولا يوجد هناك سبب يقترح لتفسير تشبع إختبار الإستنتاجات (الطلاقة) تشبعا سلبيا ذا دلالة . وعلى ذلك فنوع معامل الآصالة هنا ، يظهر في إنتاج كلمات جيدة كما في إختبار الجيدة) وفي إستفتاء ميول والاستجابات الجيدة في إختبار بقع الحبر (الجيدة) وفي إستفتاء ميول أوقات الفراغ التي تتطلب الآصالة وفي التربية الفنية .

(و) تشبعات ۲ :

يلاحظ أن هذا المكون قطبي، ولم تستطيع أى عملية تدوير فصل القطب الموجب المهرونة التكيفية عن القطب السالب لسرعة الإدراك. ويحتمل أن يتحد هنا عاملان طائفيان صغيران. ويمثل المرونة التكيفية إختبار مشاكل عيدان الثقاب (٧) والمربعات (٨) ومشاكل البديهية (٩) ويمكن إعتبار التكلمات المختفية (٢١) والمشاكل الحسابية (بدون مسودة) ويمكن إعتبارات للمرونة التكيفية، لأن الحصول على درجات عالية فى هذه الإختبارات يتطلب من التلميذ الإنتقال من أداء لآخر. وقد لوحظ

على أى حال ، أن التشبعات العالية ، وأن تشبع اختبار الحرف الأول والأخير (٢٦) من التشبعات العالية بهذا العامل. ومن الواضح أن تدل هذه النتيجة على أن الإختبار يتطلب إنتاج كلمات مختلفة للحصول على درجة عالية ويتضمن العامل الطائني الآخر ذو التشبعات السالبة إختبارات وضعت الهياس سرعة الحصر ، ممثلة في السكامات المشوهة (٤) ، وتكميل الشسكل الهياس سرعة الحروف الاربعة (٢) ، مع عامل سرعة الإدراك الممثل في إختبار سرعة الإدراك غير اللفظي (٣٠) ، وإختبار × المنثورة (٣١)، وإختبار مانيسو تا الكتابي (٣٢) ، وقد تنطلب كل هذه الإختبارات إدراك المنابئ النفاصيل المختفية في مادة غير ملائمة .

(ز) تشبعات ۲^۶ :

يمثل هذا العامل بواقى العامل العام أو عامل الاستدلال بعد أن تم تدوير كل العوامل الآخرى لتكون تشبعاتها موجبة كلما أمكن ذلك. ولم يحصل على تشبعات ذات دلالة إلا ثلاث إختبارات، التصنيف غير اللفظى (٢٢)، إختبار النجريد (٢٩)، والدرجات المدرسية فى الرياضة (٤٠)، ولا يوجد أى تفسير لتشبع إختبار أسماء الموضوع (١٣) تشبعا مالبا عاليا.

(ح) تشبعات **۱**/ :

لابوجد أى تجمع ذو دلالة بين الإختبارات هنا ، ويحتمل أن يكون هذا عامل متبقى عديم الدلالة .

طريقة العواملالطائفية:

لقد أعيد ترتيب مصفوفة الإرتباطات فى سبع بجموعات ، ثم طبقت طريقة بيرت للتحليل العاملي الطائني غير للتداخل. ومع هذا فقد ظهر هناك بعض من التداخل الموجب أو السالب بين العو امل الطائفية كما يتضع

من الجدول (۹ – ۳) الذي يمثل تشبع المتغيرات بمجموعاتهاوبالمجموعات. الآخرى .

المجموعة (١).

تظهر هذه المجموعة تشبعا ثابتا لكل العوامل (٢٨٠٢٠،٢٠١٠) - ولا يحصل أى متغير من المتغيرات الآخرى على تشبع بها أكثر من + ٢٦. ولكن يتشبع المتغيران ٢ ، ٢٨ تشبعاً عاليا (٣٤٣) ، (٤١٨) بمجموعة الإستدلال (ز) ، ويندخل المتغير ٢٧ مع نفس عامل الإستدلال . ويظهر المتغير ٢٨ تشبعا سالباقويا بالمجموعة (ج) . ومن الواضع تماما أن تتطلب المتغيرات ٢ ، ٢٧ ، ٢٨ الإستدلال بالإضافة إلى القدرة المكانية . وكما سبق أن ذكرنا ، فالمتغيران ٢٧ ، ٢٨ يحددان العامل المعروف بالتصور البصرى ويبدو أنه لا يوجد فرق ينهما و بين المتغيرات ١ ، ٢ ، ٣ التي وضعت لقياس عامل مرونة الحصر .

جدول (۹ – ۳): تشبع الإختبارات بمجموعاتها وبالمجموعات الآخرى

<u>ن</u>	9	ھ	5	>	J	•	
.19	119	•••	٠٢٦	. ٧٢ –	779-	440	١
728	•••	٠٨٥	•1٧	100-	714-	283	. ۲
٠٦٧	۰۳۹ —	184	.07-	187-	٠٤٩ —	440	(1)
781	•٧٨-	۱۸۳	.40-	Y10-	٠٤٠—	* * *	77
113	22.	14.	170-	**1-	124	٤٠٤	44
•••	724-	• ٢ •	• ^ ^ -	۱۸٤	547	٠٣٠	٩
177-	177	. 22	118	۰۰۸	711	770-	(س)۲٤
.07	· /\7-	4.4	.40	٠٤٢	१५७	184-	40
7.0-	٠٧٤	-14	144	£71	178-	174-	14
٠٨٢_	140-	-44	177	454		۱ ۷۸ —	' <u> </u>
714-	1.1-	٠٢١	441	£V9	170	701-	(>)٢٥
۱۲۸	.40	-14-	•••	777	174	194-	77
•77-	144-	444	۰٤۸	404	·0A-	171-	44
•18-	177	141-	77.	1.4-	•٧٦	-79-	1.
-377	717	.41	278	154	۰۸٦	.07-	11
494-	108	۸۲۰	757	757	377	·VI —	۱۳
190	٠٧٠	115	079	180	•17	77	(5) 1 &
144	179	178-	411	770	.91	144-	10
٠٩٤-	111	711-	777	777	-77-	٠٣٥	۱۹
· ٤٨ —	45.	194-	7.7	171	404-	1.4	47

تابع جدول (۹- ۳): وتشبع الإختبارات بمجموعاتهاو المجموعات الأخرى:

-							
ز	9	هر	5	>	J		
108	۳.۱	777	.07-	110	**	- 01	٤
i i	118		٠٦٧			٠٤٩	0
1.5-	٠٦٥	74.	. 24	197	••٢	11.	٦ (ه)
171	.07-	777	18	٠٣٦	777-	441	4.
178	· 40 -	24.	127-	171	144	.14	41
•17	١٨٨	.00-	.09-	-۸۸	· Vo	-07-	١٨
٠٨٦ –	4.1	- 1 -	٤٨١	- 24	·V1	+ ۲ 9-	17
778-	4.4	· £ Y	4.4	.44	-1٧	••٢	17
190-	001	٠٤٦	٠٣٧	۳۸۰	•1٨	174	44
٠٧٩ —	7 5 V	Y•V-	44.	-77	-14-	• 44	۲۷(و)
. 47	441	144-	1.1	•••	177-	· ٤٨	47
. 44-	74.	•••	•••	7.0-	· \\ 1—	14.8	44
YEV	1.1	٣	177-	1.7	••٨	443	٧.
149	٠٣٩	٠٦٦	٠٦٤	٠٣٨	٠٦٢	- 19	44
178	14	٠١٤	٠٧٩	-77-	٠٢٣	198	۲۲(و)
171	٠٧٩	114	٠٨٠	• ۸۷	11	-94	49
٧٢٩	•19-	.04	٠٧٤	710-	. ٧٢ —	179	٤٠
.٧0	. 7,	· ۲۷ —	.٧	104	-77-	777	٧
·•V-	77.	170-	. 47-	٠٢٤	711-	171	٨
·•V-	11.	1.9-	•••	100-	- 57-	-14-	45

المجموعة (ب) :

تنفرد هذه المجموعة عن الإختبارات اللفطية الآخرى . فتحصل إختبارات السكليات المختفية (٢١) وإختبار أسماء الموضوع (الطلاقة) (١٢) فقط على تشبعات ذات دلالة . وعلى أى حال ، فيحصل إختبار بقع الحبر (الطلاقة) (٣٦) والمربعات (٨) على تشبعات سالبة متوسطة . ولا يوجدهناك إلا إرتباطا بسيطابين الإختبارات الني تكون هذه المجموعة والمجموعات الآخرى . وتحدد هذه المتغيرات هذه المجموعة على أنها عامل التفهم اللغوى . ويلاحظ أن إختبار المشاكل البديهية (٩) يعتمد اكلية على هذا العامل ، والعامل العام ، ولا يعتمد إطلاقا على عامل المرونة التكيفية .

المجموعة (ج.):

يمكن إعتبار هذه المجموعة على أنها مجموعة منفردة ، بمعنى أنه لا يحصل أى متغير آخر على نشبع عالى بها . ولكن تحصل المتغيرات ١٩ ، ١٥ ، ١٥ ، ١٥ من عامل الطلاقة الفكرية على تشبعات تنراوح بين ٢٧ و ، ٢٤ فقط . ويظهر المتغير (٣٣) – إستفتاء الميول – تشبعا سالبا عاليا ، كا في طريقة تحليل المكونات الأساسية . وأكر الإختبارات تمثيلا لعامل الطلاقة الكلامية هو إختبار الجناس اللفظى (الطللقة) (١٧) ، وبداية الكلامية هو إختبار الجناس اللفظى (الطللقة) (١٧) ، وبداية الكلامية مي الحكام .

ويحصل المتغير (٢٦) الكامات المختفية ، والمتغير (٣٣) إختبار مانيسونا الكتابى على تشبع موجب عالى رغم أن هذين المتغيرين لا يتطلبان إنتاج الكمات مباشرة . ويحصل المتغير (٢٦) ـ الحروف الأولى والآخيرة ـ على تشبع أقل من المتغيرات الآخرى . ولكنه رغم هذا فهو أكثر إرتباطا بهذه المجموعة منه بالمجموعات الآخرى .

المجموعة (د):

تظهر هذه المجموعة تباينا كبيرا رغم أنها تنميز أساسا بثلاث المحتبارات من اختبارات الطلاقة الفكرية ، ١١،١٩، ١١٠٩ . ويحصل المتغير (١٥) - الاستنتاجات (الجيدة) ، وبقع الحبر (الطلاقة) (٣٦) على تشبعات متوسطة ، ينها يحصل المتغير (١٠) - استخدام الطوبة ، و (١٣) - أسماء الموضوع (المرونة) على تشبعات منخفضة . ولا يمكن تفسير هذين الإختبارين على أساس أنهما مقاييس للطلاقة الفكرية . ولكنهما لايظهر ان تشبعات عالية بعامل الآصالة أو المجموعات الآخرى . وقد يمثلان عامل المرونة التلقائية الذي لم يتميز تماما في هذا السن ، فيتضمن كلاهما انتاج الآفكار كخطوة نحو التغير من نمط الى آخر . ويجب أن نذكر أن المتغيرين ١٢ ، ١٦ - الاستخدامات غير العادية والمستحيلات حصلان على تشبعات عالية الى حدما ، وأيضاً يحصل المتغير (٢٧) - بقع الحبر (الجيدة) على تشبع واضح ، وعلى ذلك فهناك تداخل بين الطلاقة الفكرية والأصالة

المجموعة (ه.):

تظهر هذه المجموعة أيضاً انفرادية ، رغم حصول اختبار الكلمات. المشوهة (٤) على أعلى تشبع . ويميل المتغيران ٣٠، ٣٠ الى تحديد سرعة الإدراك ؛ ولكن لا يبدو عامل سرعة الإدراك متميزا عن عامل مرعة الحصركما تقيسه المتغيرات ٤، ٥، ٣ . ويلاحطأن المتغير (٤) يحصل على المجمع سالب واضح بعامل الاصالة وكذلك تشبع موجب بعامل التفهم اللغوى .

المجموعة (و):

تظهر هذه المجموعة أيضاً اختلافا الى حدما ، رغم أن المحتوى. (١٣٢ – التعليل العاملي)

المجموعة (ز):

يبدو أن هذه المجموعة قد تغيرت بعض الشيء من عامل الاستدلال الاستنباطي إلى العامل الرياضي ، فيحصل المتغير (٤٠) على تشبع عالى جداً ، بينها تظهر الإختبارات الآخرى تشبعات منخفضة جداً . ويوجد هناك تداخل بدرجة واضحة مع العامل المسكاني (١) . ومن الاختبارات الثلاث الآخرى الني لم تنضم إلى أي بحموعة ، يظهر المتغير (٧) مشاكل العيدان ، تشبعا بالعامل المسكاني ، والعامل العام . ويعظى الاختبار(٨) — المربعات ، تشبعا بسيطا بعامل الآصالة (و) . ولم يظهر أي دليل واضح عن عامل المرونة التكيفية مع تلاميذ هذا السن . ويظهر المتغير (٣٤) تشبعا منخفضا موجبا أو سالباً ، بكل المجموعات الأخرى ، ولا يوجد أي دايل واضح عن ربطه بأي بحموعة .

ويمكن بمقارنة نتائج التحليلين أن نستنج أنهما قد أديا إلى نفس النتائج إلى حدكبير. وتبدو الصورة الدقيقة لتكوبن بطارية الاختبارات كا ما :

۱ ــ عامل مكانى + عامل مرونة الحصر

۲ -- عامل سرعة الادراك + عامل سرعة الحصر

۳ - عامل الاستدلال + عامل رياضي

ع - عامل التفهم اللغوى

ه ــ عامل الطلاقة الكلامية

٦ - عامل الطلاقة الفكرية

٧ ـ عامل الأصالة.

عامل عام وجدفى كل الاختبار ات-

ويبدو أن النتائج التي حصلنا عليها تكشف عن بعض العوامل المرجعية المعروفة جيداً ــ القدرة على النصور المكانى ، والقدرة على النفهم اللغوى ، والطلافة الكلامية ، وسرعة الادراك والعامل العام . وفيها يتعلق بالعوامل التي فرضناها نعرض المناقشة التالية :

مرونة الحصر :

تظهر المتغيرات التي تمثل هذا العامل مع العامل المسكاني، فترتبط المتغيرات التي تمثل القدرة على التصور البصرى أو العامل المسكاني في كلا التحليلين، مما يحتم أن تتداخل متغيرات كل بجموعة معا، وعلى ذلك لم يظهر عامل مرونة الحصر، المتميز الذي ظهر في دراسات ترستون و بشتولدت عامل مرونة الحصر، المتميز الذي ظهر في دراسات ترستون و بشتولدت Bechtoldt و يمبر تون Pemberton و آخرين يمفرده هنا. ولكن يمكن أن نرى بعض التبرير لوجود مثل ذلك العامل يمخرى الاختبارات. حيث تنطلب إختبارات الاشكال المختفية، والنقل في محتوى الاختبارات. حيث تنطلب إختبارات الاشكال المختفية، والنقل

والأشكال ، زيادة على مجرد التصور البصرى، الإحتفاظ بالشكل تصوريا و تناوله ضد المشتنات . ويحتمل أن يشبه هذا كثيرا تناول الأشكال التي يحتوى عليها إختبار لوحة الأشكال وبعض إختبارات العامل المكانى الآخر .

سرعة الحصر:

يبدو أن هذا العامل أيضاً يرتبط بعامل سرعة الإدراك تبعا لطريقى التحليل، فلم يظهر عامل سرعة الحصر منفصلاكا فى دراسات ثرستون ومبلى وبوتسم وبمبرتون وآخرين. ويبدو أن إختبارات السكلمات المختفية وتكميل الاسكال وكلمات الحروف الاربعة تتطلب أكثر من سرعة الإدراك؛ بمعنى سرعة التعرف على التفاصيل الدقيقة ، حيث تنطلب سهولة تجميع العناصر المنفصلة لنكوين شكل كلى. ولكن يحتمل أن تعتمد معظم إختبارات سرعة الإدراك كذلك على التعرف على الاشكال السكاملة كا تتوقف على تحليل التفاصيل.

المرونة التكيفية:

ظهر هذا العامل فى تحليل المكونات الأساسية كقطب موجب فى العامل القطبى ، وظهر عامل سرعة الادراك وسرعة الحصر كقطب سالب . فظهرت إختبارات مشاكل العيدان والمربعات والمشاكل البديهية والحاب (بدون تسويده) ، والتى ترتبط بالتعريف الذى وضعه جيلفورد لهذا العامل ، معا وبتشبعات ذات دلالة . وعلى ذلك فهناك بعض الدليل على وجود هذا العامل ، كما قرره جيلفورد . وعلى أى حال ، فيحتمل أن يتكون هذا العامل من العامل العام بدرجة كبيرة ، لانه عند إستبعاد هذا العامل العام فى التحليل الطائنى ، لم يظهر هذا العامل ، ونقل ثلاث من متغيراته إلى بحوعات أخرى — المشاكل هذا العامل ، ونقل ثلاث من متغيراته إلى بحوعات أخرى — المشاكل

البديه إلى النفهم اللغوى، والسكلات المختفية إلى الطلاقة السكلامية ، والحساب إلى بحموعة الاستدلال — لأنها تقناسب و تلك المجموعات . واستبعدت مشاكل العيدان والمربعات تماما لآنها إختبارات نقية للعامل العام . وعلى ذلك فمن الواضع أنه برغم تأكيد طريقة تحليل المكونات الأساسية للوجود عامل المرونة التكيفية ، فإن هذا العامل يمكن أن يحلل إلى عامل عام وغيره من العوامل الطائفية الآخرى .

المرونة التلقائية :

لم تظهر المتغيرات التى فرضت لتمثيل هذا العامل - إستخدام الطوبة (المرونة)، أسماء الموضوع (المرونة)، والإستخدامات غير العادية - منفرده بذاتها فى كلى التحليلين، ولكن فى تحليل المكونات الآساسية أظهر الثلاث متغيرات تشبعات ذات دلالة بعامل فسر على أنه عامل الطلاقة الفكرية، وفى طريقة التحليل العاملي الطائني، إنضم إختبار إستخدام الطوبة (المرونة)، وأسماء الموضوع (المرونة) إلى الطلاقة الفكرية، وإنضم إختبار الإستخدامات غير العادية، مع أنه يناسب الطلاقة الفكرية بدرجة جيدة، إلى المجموعة التي فسرت بعامل الآصالة، وعلى ذلك فبرغم تقرير جيلفورد لهذا العامل، إلا أنه لم ينكشف هنا، وقد يرجع ذلك إلى عدم إظهار تلاميذ هذا السن تغيرات واضحة فى الأنماط عا يتطلبه الحصول على درجات عالية فى إختبارات هذا العامل، عا يحتمل معه أن تكون على منخفضة الثبات.

الطلاقة الفكرية

فى كلا التحليلين ، ظهرت المتغيرات التى تمثل هذا العامل معا لتؤكد وجود هذا العامل كا يوضحة ثرستون وجيلفورد ولونفلد وآخرون فى دراساتهم ، رغم أن مورجان Morgan فى دراسته على صغار التلاميذ لم يتمكن من إيجاد ذلك العامل . ولقد ظهرت المتغيرات الاخرى التى فرضت

لقياس المرونة التلقائية والأصالة بتشبعات متوسطة أو تشبعات عاليّة بهناآ العامل ، ونعنى إستخدام الطوبة (المرونة) ، وأسماء الموضوع (المرونة) والإستخدامات غير العادية ، والإستنتاجات (الجيدة) ، والمستحيلات وبقع الحبر (الجيدة) .

الأصالة:

فى تحليل المكونات الأساسية ظهرت المتغيرات ــ الجناس اللفظى. (الجيدة)، وإسفتاء الميول، وبقع الحبر (الجيدة)، ودرجات التربية الفنية ــ معا وبتشبعات عالية. وأظهر متغير الابتكارية اللغوية والمستحيلات تشبعات صغيرة ولكنها ذات دلالة. ولقد أكد التحليل العاملي الطائفي نتائج التحليل الأول. وعلى أى حال، يجب أن نعترف بأن هذا التحليل لم يظهر تشبعات عالية لأى من الاختبارات التي إقترحها جيلفورد، رغم أنها تشبه كثيرا العامل الذي فصله بارون في القدرة الابتكارية.

وفيها يلى مثال آخر لدراسة عاملية في مجال جوائب الشخصية الآخرى. من إنجاهات وميول وسمات إنفعالية ، حيث أن ماتناولناه من بحث كان يختص بدراسة في مجال القدرات العقلية ، حتى يتضح لنا أن منهج التحليل العاملي لا يقتصر على جانب من جوانب الشخصية دون أخر . وأنه منهج لازم للوصول إلى موضوعية أكثر في التفسير ، والتعبير عن البيانات بمفهو مات أقل وذات دلالة أكبر ، وفي ذلك يشير ترستون إلى أن البيانات القصصية لا تصبح علما إلا إذا نظمت في مجموعات حتى نكشف عن العوامل الكامنة في النظام الديناميكي الذي تتكون منه الشخصية .

والدراسة التى نتناولها كثال آخر ، هى بحث قام به المؤلف أيضاً فى دراسة كمية لإختبار بقع الحبر الروشاخ . فاختبار رورشاخ إختبار إسقاطى يقوم على إستخدام بحمو عةمن بقع الحبر المقننة التى نحصل بها على إستجابات

من الفرد والتي على أساسها تقيم شخصيته . ولقد شاع إستخدام هذا الإختبار في ميادين كثيرة كالاضطرابات النفسيه والتوجيه المهني والحدمة الاجتماعية . ورغم الدراسات العديدة التي تناولت هذا الإختبار ، فما زلنه في حاجة إلى تقييمه بدقة أكثر . وهذا التقييم بجب ألا يقوم على التفسيرات الحدسية للاستجابات أو مجرد حساب التقديرات . ولكن معالجتنا يجب أن تقوم على إستخدام الوسائل الإحصائية الملائمة ، وأن نتجنب غير الملائم. منها حتى لانصل إلى نتائج خاطئة .

ويمكننا تطبيق الطرق الموضوعية على إختبار الرورشاخ ، لأنه يمكن تحويل الإستحابات إلى تقديرات عددية نستطبع معالجها بالوسائل الإحصائية حتى نصل إلى تعميمات و تفسيرات صحيحة . وكخطوة في سببل تحقيق الموضوعية لإختبار دورشاخ بجب إستبعاد التفسيرات التي تقوم على التحليل المعقد الذاتي المتقديرات ، مؤكدين أن الوسائل الإحصائية الملائمة يمكنها أن تظهر العلاقات التي يمكن أن تقوم بين المتغيرات إذا كانت هناك علاقات . ولقد أخذ الباحثون منذ سنة ١٩٤٧ في إستخدام التحليل العاملي في دراسة المنفيرات التي يمكشف عنها إختبار رورشاخ وتوصلوا إلى بعض النتائج المفيدة . ويحاول المؤلف في هذه الدراسة إستخدام التحليل العاملي في دراسة أهم متغيرات إختبار رورشاخ ، ولكن هذه الدراسات تختلف عن الدراسات السابقة باستخدام عدد أكبر من أبعاد الشخصية التي تؤكدها الإرتباط .

طريقة البحث

فى دراسة متغيرات إختبار الرورشاخ بجب ألا يقتنع الباحث بتصنيفها و تفسيرها بمفردها دون الرجوع الى الابحاث النجريبية فى مجال دراسة جوانب الشخصية . فالمداخل المختلفة لدراستها يجب أن تهتدى بيعضها في الوصول الى تشخيص عدد و متفق علية في تكوينها . وفيها يتعلق برورشاخ اقتصر البحث على متغيرات حددتها طريقة كلوبفر في التقدير ، من حيث مواضع الإستجابات والمحددات والشائع والمبتكر . ولقد أستخدمت بعض متغيرات المحتوى التي تعطى مدى كبيرا من التقدير والتي تبدو ذات دلالة سيكولوجية . ولكننا اعتبرناكل الإستجابات رئيسية ، ولم ناخذ بفكرة أن بعضها رئيسي والبعض الآخر اضافي . وكان منطقنا في هذا أنه يجب الانعتبر بعض جو انب السلوك اضافي والبعض الآخر رئيسيا . فالسلوك استجابات بعض جو انب السلوك اضافي والبعض الآخر رئيسيا . فالسلوك استجابات الثيرات معينة . وهذه الفكرة ، فإن طريقة رورشاخ الجاعية لاتستخدم فكرة تصنيف الإستجابات الى استجابات رئيسية وأخرى اضافية . وكذلك فكرة تصنيف الإستجابات الى استجابات رئيسية وأخرى اضافية . وكذلك فالإختبارات النفسية والإستفتاءات ومقاييس التقدير تهتم برد فعل الشخص دون الآخذ بهذا الفصل ، وعلى ذلك فقد كانت المتغيرات التي تناولها البحث كما يلي :

٢ _ كل البقعة

۲ _ ج جزء كبير عادى

٣ ــ ج جزء صغير عادي

۶ جج جزه صغیر غیر عادی (ویتضمن، جج جزه دقیق، جط جزه حافی، جد حجزه داخلی، جن جزه نادر).

ه ـ فراغ أبيض

٣ ـ شكل

٧ --- حركة بشرية

۸-حے حرکہ حیوانیة

٩--- غ يمثل هذا المتغير هنا مكونا من المتغيرات: حغ (حركه غير حية والشكل لايدخل في الاعتبار) + حغش (حركة غير حية والشكل غير محدود) + شرخ (حركة غير حية والشكل غير محدود) + شرخ (حركة غير حية والشكل محدد).

10 عثل هذا المتغير هنا مكونا من المتغيرات: ظ(النظليل كمظهر الدلمس والسطح والشكل لايدخل فى الإعتبار) 4 ظ ش (التظليل كمظهر للملمس والسطح مع وجود شكل غير محدد).

١١ ــ ش ظ النظليل كمظهر للملس والسطح مع وجود شكل محدد.

١٢ ـــ مع مع يمثل هذا المتغير مكونا من متغيرين يفترضهما كلوبفر:

(۱) التظليل يعطى تأثيرا بالأبعاد الثلاثية ، (۲) والتظليل يعطى تأثير بالأبعاد الثلاثية أسقطت على مسطح - وهنا يمثل المتغير: مع + مع ش + ش مع + مع + مع ش + ش مع حيث تظهر هذه المتغيرات بضآلة جداً يصعب معها تناول كل منها على حدة .

١٦ - ١١ لإستخدام اللون الابيض والاسود . وعثل هذا المتغير
 هنا مكونا من ١١ + ١١ ش + ش ١١ .

١٤ - ل الستخدام اللون . وعثل هذا المتغبر هنا مكونات من المتغيرات : ل (استخدام اللون والشكل لا يدخل في الاعتبار)
 ل ش (استخدام اللون في شكل غير محدد) .

١٥ ـــ شل لاستخدام اللون في شكل محدد .

١٦ - شانع

۱۷ - میتکر

11 ـ جموع الاستجابات.

١٩ متوسط زمن الرجع بالثانية استجابة للبطاقات غير الملونة
 ٧٠٦٠٥٠٤١)

۲۰ متوسط زمن الرجع بالثانية إستجابة للبطاقات الملونة (۲۰ المحمد)
 ۲۰ ۱۰،۹،۸،۳

٢١ ــ بشر عثل هذا المتغير المحتوى الذى يتضمن البشر الحقيق أو الحزاف .

٢٢ – جزء بشر عثل المحتوى الذي يتضمن الأجزاء البشرية الحقيقية
 أو الحرافية .

۲۳ ــ حيوان عثمل المحتوى الذى يتضمن الحيوان الحقيق أوالحراف. ۲۶ ــ جزء حيوان عثمل المحتوى الذى يتضمن الأجزاء الحيوانية الحقيقية

ع ٢٤ ــ جزء حيوان عمل المحتوى الذي يتضمن الأجزاء الحيوانية الحقيقية. أو الخرافية .

عثل المحتوى الذى يتضمن مفهومات التشريح سواء.
 المتعلق منها بالحيوان أو الانسان أو النبات.

٣٦ ـ طبيعة تمثل المحتوى الذي ينضمن مناظر ااطبيعة.

٧٧ ــ نبات عثل المحتوى الذي يتضمن النبات .

۲۸ – شيء عثل المحتوى الذي يتضمن أشياء من صناعة الانسان.

٢٩ ــ جغرافيا تمثل المجتوى الذي يتضمن مفهومات جغرافية .

٣٠ ـــ نار تمثل المحتوى الذي يتضمن مفهومات عن النار .

ولم يتضمن هذا البحث متغيرات عن مستوى الشكل ولا التتابع بسبب مايتميز به مستوى الشكل من ذاتية كبيرة ، كما أن التتابع يضيف متغيرات متعددة أخرى لايهتم بها البحث .

بما إذن نقارن منغيرات رورشاح التي ذكرناها؟. وهنا يهدفالبحث

إلى إستخدام بعض جوانب الشخصية التى تنفق عليها الأبحاث السابقة و ولكننا نتساءل: هل هذه الأبعاد صادقة أم لا؟ . فإذا لم تكن صادقة به فإننا سنعود إلى حيث بدأنا . أى إلى تقنين مفهومات غامضة بمقارنتها بأخرى غير محددة . ومحاولة وضع تسكوين للشخصية على أساس من البيانات الغامضة .

وفى الحقيقة بمكننا أن نقول بأن الجوانب التي أستخدمت المقارنة ، جوانب صادقة عند قياسها بوسائل صحيحة ، ومعاييرنا في الصدق هي أن المتغيرات يجب أن تقوم على أساس مظاهر السلوك التي نلاحظها وأنه يوجد هناك فروق فردية ذات دلالة بين الأفراد فيا يتعلق بهذه المظاهر السلوكية ، وهذه المعايير بمكن أن تنطبق على الابعاد التي استخدمناها في البحث ، فهذه الابعاد تقوم على مظاهر السلوك التي نلاحظها، واستخدمت الطريقة الافتر اضية الاستقرائية في تحديدها ، وعند تطبيق المقاييس التي وضعت لقياسها على بحوعة من الافراد ظهرب فروق بينهم ذات دلالة ، وهذه الأبعاد هي :

١ — العصابية: تحديد العصابية بعدم الثبات الانفعالى العام للفرد من حيث حساسيته الانفعالية الزائدة، وإستعداده الإضطرابات النفسية تحت الضغط البييه.

٢ ــ الانبساط مقابل الانطواء: يشير الانبساط إلى حب الفرد
 للإجتماع والعمل مع الآخرين وإنطلاق أوجه نشاطه وعدم كبتها.

٣ - التجديد مقابل المحافظة . يتمير الاتجاه التجديدى بمتغيرات منها: يجب إلغاء الملكية الحاصة ، يمكن إصلاح المجرمين ، الزواج غير الشرعى. ويتميز إتجاه المحافظة بمتغيرات منها: يجب أن تذكون النربية الدينية إجبارية ، الناه يم عملية غير مفيدة ، يجب أن يكون تحديد النسل أمرا غير قاتونى .

ع ــ العقلية الجامدة مقابل العقلية المرنة: تتمبر العقلية الجامدة

عتغيرات منها: العبادة تقاليدبالية ،النساء أقل قيمة . وتتميز المرونة بمتغيرات منها: علاج المجرمين أفضل من عقابهم ، يجب إلغاء طريقة الاعدام والعودة إلى الدين .

ه ــ القيمة العلمية : يهتم الشخص العلمى بحقائق العلوم بغض النظر عما يكون فيها من نواح جمالية أو منفعية .

٦ - القيمة الاقتصادبة تميز هذه القيمة الشخص المادى النفعى الذى يهتم بالانتاج والاستهلاك والتسويق وجمع الثروة .

٧ ــ القيمة الجمالية: يهتم الشخص هذا بالتجانس والأناقة والتنظيم
 وغيرها من العناصر الجمالية .

٨ - القيمة السياسية: يتميز الشخص السياسي بالسيطرة والقوة .
 ٩ - القيمة الاجتماعية: يتميز الشخص بحب الآخرين و السعى لمصلحتهم ومشاركتهم الوجدانية .

١٠ ــ القيمة الدينية: لا يقصد بالقيمة الدينية مجرد إهتمام الفرد بالذهاب إلى أماكن العبادة ، ولكن يتميز الفرد بالسعى وراء تفهم غموض الكون وعلاقته به .

١١ ــ الطلاقة الفكرية: القدرة على سرعة إستدعا. الأفكار بغض النظر غن نوعها.

١٢ ــ الأصالة : القدرة على إعطاء إستجابات غير مألوفة وجيدة .

17 ــ القدرة العامة: العامل المشترك الناتج عن تحليل عدد مر. اختبارات القدرات.

وبالاضافة إلى المتغيرات الني ذكرناها يتضمن البحث أيضا متغيرات أخرى إعتقد المؤلف أنها قد ترتبط بمتغيرات رورشاخ المستخدمة . ولقد قدرت هذه المنغيرات باستخدام مقاييس للتقدير. وتمثل مقياس التقدير تسعة سمات المشخصية إختارها المؤلف من بحموعة السمات المزاجية لجيلفورد بعد أن أدخل عليها بعضا من التعديل فى التعريف. ويتضمن مقياس التقدير تدريجا من خمسة درجات تشير إلى مدى تكرار تلك المظاهر السلوكية. وفيها بلى وصف لهذه السمات:

15 ــ الابتكار: يهتم الفرد بالانتاج الجديد فى الموسيق وغيرها من. أوجه النشاط الآخرى .

17 ـــ الكآبه: أن يكون لدى الفرد إحداس عام بثبوط العزيمة وقلة الأمل فيها يتعلق بالحياة والمستقبل.

١٧ ــ السيطرة: يتصف الفرد بالمبادءة في العلاقات الاجتماعية .

١٨ ــ الاندفاعيه: أن تمكون إستجابات الفرد سريعة دون التفكير في النتائج .

١٩ ــ الدقة: الدقة الزائدة فيما يتعلق بالأمور البيئية والعلاقات الاجتماعية.

٠٠ - العصبية: سرعة الاستثارة وعدم الاسترخاء.

او ذمهم أو أنفعالاتهم .

٢٧ ــ النشاط العام: زيادة سرعة الفرد في أدا. معظم أوجه النشاط اكثر مما يتطلب الموقف، أو تفوق هذه الزيادة سرعة الآخرين في الآداء.

وفيها يلى وصف مقاييس وصف الذات ، والاختبارات ومقاييس التقدير التي أظهرت المتغيرات المستخدمة في التجربة .

إختبار بقع الحبر لرورشاخ: يتكون هذا الاختبار من عشرة بطاقات تسمى بلوحات هيرمان رورشاخ السيكو تشخيصية والتي نشرت عام ١٩٢١ وباستخدام طريقة كلوبفر في التقدير أدت بنا إلى المنغيرات التي نهدف إلى دراستها والتي ذكرناها فيها سبق.

مقياس موزلى لوصف الذات: يؤدى هذا المقياس إلى تقديرين: المحما للعصابية والآخر للإنبساط.

مقياس الرأى العام: يعطى هذا المقياس تقديرين للإتجاهات أحدهما اللإتجاه التجديدي والآخر للعقلية المرنة .

مقياس القيم : يؤدى هذا إلى تقديرات عن القيمة العلميه ، والقيمة الإقتصادية ، والقيمة الجمالية والقيمة الإجتماعية والقيمة السياسية ، والقيمة الدينية . والمقياس الذي استخدم في هذا البحث ، الطبعة التي قننتها رتشارد سون على عينات إنجليزية .

إختبار التجريد: وضع هذا الاختبار فرنون. وهو مشبع بالقدرة العامة.

إختبار الموضوعات: يتكون هذا الإختبار من موضوعين اختارهما مرستون لقياس الطلاقة .

ويقوم هذا المقياس على توجيه أمثلة عن أشياء يجب أن يقوم بها الفرد أكثر من غيرها فى وقت فراغه ويقضى فيها معظم وقته . ولقد أظهر هذا المقياس تشبعا كبيراً بالاصالة .

مقياس التقدير: يتضمن هذا المقياس تسعة سمات هي: الإبتكار، والمثابرة، والسكابة، والعصبية، والسيطرة، والاندفاعية، والدقة، وعدم النضج، والنشاط العام.

ولقد قام مشرفان كل على حدة بتقدير أفراد العينة فى هذا السهات باستخدام تدريج من خمسة درجات مبينا مدى تكرارهذه المظاهر السلوكية وهى : غالبا جداً ، غالبا ، أحيانا ، نادراً ؛ نادراً جداً . والقيمة العددية لمكل منها هى : ٥ ، ٤ ، ٣ ، ٣ ، ٤ على الترتيب .

ولقد جمع تقدير المشرفين فحصلنا على مقياس يتراوح مداه بين٢--١٠.

العينه . كانت العينه ٩٨ طالبة من كليه معلمات بلندن حيث متوسط السن ٢٠٠٠ سنة .

طريقة تطبيق المقاييس: تنقسم المقاييس التي أستخدمت في البحث إلى ثلاثة أقسام:

المجموعة الأولى: تتكون هذه المجموعه من إختبارات الورقة والقلم، ونعنى بها ، مقياس موزلى لوصف الذات ، ومقياس الرأى العام ، ومقياس القيم ، وإختبار الموضوعات ، والمستحيلات ، ومقياس الميول . ولفد طبقت هذه الاختبارات في صورة جماعيه .

المجموعة الثانية: تتكون من إختبار رورشاخ الذى قام المؤلف بتطبيقه في صورة فردية ، وتتكون عملية القياس بهذا الاختبار من جزوين:

(۱) مرحلة الآداء: وهي الطريقه التي يمكن بواسطتها الحصول على إستجابات الفرد ابقع الحبر .

(ت) مرحلة الاستقصاء: وهي الطريقة التي يمكن الحصول بواسطتها على البيانات اللازمة لتقدير السجل. ولقد أستخدمت أسئلة معينة للكشف عن مواضع الإستجابات ومحدداتها.

الإستقصاء عن مواضع الإستجابات : لقد أعطيت البطاقات الواحدة بعد الآخرى مع توجيه هذا السؤال: « بين لى أين رأيت هذا؟ ، ، لكى يبين الفرد أين رأى هذه الاستجابة . وبواسطة هذا السؤال أستطاع المؤلف أن يعين مواضع إستجابات كل أفراد العينة .

الاستقصاء عن المحددات: بعد أن تحدد الاستجابة على صحيفه المواضع يسأل الفرد عن محدد الاستجابة و ما الذى أعطى لك فكرة أن هذا ٥٠٠. منها: ثم يسأل سؤال آخر للكشف عن محددات آخرى إذا كان هناك شيء منها: وهل يوجد هناك شيء آخر يساعد على فكرة أن هذا يشبه ٠٠٠.

ولقد واصل المؤلف الاستقصاء إذا لم يكن قد اتضح أن الحركة قد أستخدمت كمحدد، فوجه السؤال النالى ؛ « أين تعتقد أنك تشاهد (. . .) كهذا ؟ . . وإذا لم يؤدى هذا السؤال إلى توضيح وجود أو عدم وجود الحركة كمحدد، إنتقل المؤلف إلى خطوة آخرى . فيوجه إلى الفردالسؤال : « فى أحد البطاقات قلت إنها تشبه (. . .) وهو يسبح ، فكيف ينطبق هذا على الانسان / الحيوان / السحاب . . . النح الذى تراه هنا ؟ » .

ومن الجدير بالذكر أن السؤالين الأولين يكشفان عن المحددات بما فى ذلك الحركة فى كل الحالات تقريباً ، وأن السؤالين الآخيرين نادراً ما يكشفان عن شيء . ويرى المؤلف أنه من الأفضل الاقتصار فى مرحلة الاستقصاء على السؤالين الأولين حتى نتجنب التأثير الايحائى للسؤالين الآخيرين .

المجموعة الثالثة: قام المشرفون بتقدير السمات ، حيث قام بتقدير كل طالب مشرفان، ثم جمع تقديرهما معا .

وبذلك كانت البيانات التي أستخدمت في التحليل هي تقديرات في ٥٥ متغيرا ، ولقد عدلت هذه التقديرات قبل حساب معاملات الارتباط لآن إنحراف التوزيعات عن التوزيع الاعتدالي كان من الكبر بحيت يؤثر على معاملات الارتباط وخصوصا متغيرات رورشاخ ، وتقوم الطريقة على أن كل توزيع بقسم إلى بحموعات باستخدام إنحراف معياري قيمته ،١ ، ولقد قامت الوحدة الحسابية بحساب معاملات إلارتباط بطريقة بيرسون، ثم عولجت البيانات بالتحليل العاملي كما يلى :

قامت الوحدة الحسابية الالكترونية بحساب المكونات الاساسية لكل مصفوفة معاملات الارتباط . ففصلت ست مكونات . وتعتبرا المكونات الست هذه عدداً يكتني به نظراً لعدد الاختبارات المستخدمة وأنواعها، وكذلك عدد أفراد العينة . ولقد أيد محك مويزر ، ونعني به تفرطح التباين الكلى للعوامل المتنالية ، هذا الرأى . ويتضح أن تلك المكونات تتصف بالتعقيد نظرا لانها تمثل جمعا من متغيرات مجالين مختلفين ، هما استجابات وورشاخ من ناحية والاختبارات الآخرى مع التقديرات من ناحية أخرى ولقد وجد المؤلف أنه من الاسهل الوقوف على طبيعة هذه العوامل اذا تناولنا معاملات الارتباط لكل مجال على حدة . وعلى أى حال ، فإن الاشتراكيات التي حصلنا عليها في هذه المرحلة تفيد في تقدير التباين الكلى المعوامل الاساسية الذي يمكن استخدامه في الخلايا القطريه .

وبالنالى قامت الوحدة الحسابية بتحليل متغيرات رورشاخ فقط ، ففصلت سبعة مكونات أساسية باستخدام الاشتراكيات التى حسبها المؤلف. ويبين الجدول (٩ – ٤) تشبع كل متغير بهذه المكونات .

ولقد كان من الممكن أن نتبع ويتبورن وغيره من الباحثين في تدوير محاور هذه العوامل لتبسيطها نما قد يبعد الى حدكبير أو كلية أثر العامل "ول . وعلى أية حال ، فدراسة العاملين الاولين تبين أنهما ذى دلالة كما (م ١٤ --- التحليل العاملي)

	- 0×7	٣٠٠	~ P O	9.4	*03	31.3	×17		> *	·•	3 %	1.6A	<u>></u>	4	é
*	14-	÷	÷ 1	÷	725-	\\ \\	131	· 1 ~ -	<u>-</u>	÷,	٧٥٠	1119-	-10-		<
- 11	· * * -	.	109-	401	13.		7.7	- % % -	T & \ -	T'00	·\\	147	17/	÷	عبد ا
**		Tor	144	444		174-	175-	- 144	747	144-	• • ٧ –	: 0	74.	14/	•
· / / /	- F/4	÷	- 13:	÷	<u>.</u> ۲	121	777	071	<u> </u>	- X -		104	: ,	147-	~
* :	177-	31.4	イントー	7.0	- 173 -	144-	>	- 44-	• • •	•	717-	-:-	**	150-	
737	~	Y10	170	÷	- 14.	434	\$ Y \$	701	0 Vr -	·>~	×11"	740-	TYN	٧٠٥	~
A00 .	~ ^ ^	**.	\$10	% *	7.3	۰۲۹	744	٧٢٤	017	17.3	14.1	240	₹	۲۸.	
-															

جدول (۹ - ۶): تشيع متغيرات الرورشاخ بالموامل الأساسية

	YYO	141	. ٧.٩	171-	777		777	» (°
جغر أف	۲ <u>۲</u>	***	151-	**		7.4-	70.	%
S.	₹	404	.	787-	108-	100	7::1	74
(i)	*:	<u>;</u>	149-	T07-	÷	÷	÷	**
	4	74	~ \\ -	÷ ;	÷	- \ \ \ -	X	7! >
	Yo	4.4	104-	144-	- 7.7	***		77.%
جزه حيوان	030	- <3•	÷	*	• • •	440	÷	*
(14.	•	0.	; ;			1041	5
٠	777	-1.33	•	444	• oV —	 	¥°-	% %
	00)	789	<u>></u>	* 1 %	107-	7:01	`	1 ×r
متوسط زمن الرجع الميطاقات الملونة	% *	**	₹	3	\\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\		•	(30
متوسط زمن الرجع المطاقات غير الملونة	٠ ۲	÷	*	₹ >	404	-4 -4	\$	*
· ·	₹	104-		÷ 1	• Y •	• • •	<u>;</u>	*
	777	7 - 4	Y \ \ \ \		. ~ ~	>	177	440
(e.	て・イ	X	٥٧٤	444	• • • •		::	7.4

هما دون تدوير المحاور . وعلى ذلك يمكن أن نستخلص أن العوامل التالية هي أوضح العوامل بين متغيرات رورشاح .

ا — عامل الطلاقة الادراكية: لقد استخدم المؤلف هذا المصطلح ليميز هنا العامل عنعو امل الطلاقة اللغوية والطلاقة الفكرية وهذا العامل عام بمعنى أن كل المتغيرات ذات تشبع موجب به وكا هو الحال فى دراسات ويتبورن، وسن ، وكوكس ، ووليامز ، ولورانس ، وكونسالني، ولوتس ، فإن متغسير مجموع الاستجابات أكثر المتغيرات تشبعاً به ولوتس ، فإن متغسير مجموع الاستجابات أكثر المتغيرات تشبعاً به (٩٣٧) .

٢ — عامل التجميع مقابل التحليل: يقسم هذا العامل المتغيرات إلى بحموعتين، تلك المتغيرات التي تنظلب القدرة على التجميع في الإستجابة لها من ناحية، وتلك المتغيرات التي تنظلب القدرة على التحليل في الناحية الآخرى. ويتضح أن ك أكثر المتغيرات تشبعابقطب التجمع (٥٠٥و)، وج أكثر المتغيرات تشبعا بقطب التحليل (٢٥٥٥).

٣ - العامل الثالث: هذا العامل عامل قطبى ، حيث يضع المنفيرات بسر (٢٠٧٠) ، شائع (٤٧٥و) ، حيوان (٤٠٥٥) مقابل المتغيرات ظ (- ٤٧١,) ، مع مع (- ٢٦٧و) ، طبيعة (- ٤١٨,) . وهذا يتفق مع الفرض الذي يقول به خبراء رورشاخ فيما يتعلق بهذه الإستجابات ، كما ينفق أيضاً مع نتائج دراسات سن ، وكوكس ، ووليامز ولورانس ، وكون . ويميل المؤلف إلى تعريفه بعامل الاجتماعية مقابل الحقوف من مواجهة الآخرين .

ع - العامل الرابع: عامل قطبی . فیضع المتغیرات ح (۲۱۰و) .
مبتکر (۹۰۰و) و بشر (۱۹۶و) مقابل المتغیرات جغرافیا (– ۲۲۰۰) ،
نار (– ۲۲۸و) ، ل (– ۲۸۲و) . ولقد فسر المؤلف هذا العامل

بالانطواء مقابل الانبساط . ولقد ظهر أيضا عامل مشابه له فى دراسات سن ، وأكوك ، وكون ، وميكاويد ، وبلوت ، وأيزنك .

و العامل الخامس: تنصبع به تشبعاً ملحوظاً المتغيرات ش ظ (٣٦٢و) ، ١١١ (٣٥٣,) ، وعلى ذلك يمكن تفسيره بعامل الضبط الانفعالى . ويشبه هذا العامل عامل ظهر فى دراسات ويتبورن ، وساندر ، وإكثر ، ووليامز ، ولورانس ، وكون حيث تكون الاستجابات ذات الاشكال المحددة أكثر المتغيرات تشبعا بهذا العامل .

ب العامل السادس والمابع: يبدو أن هذبن العاملين غير ذى دلالة ، لأن المتغيرات ذات النشبعات الرئيسية بهما لا ترتبط فيما بينها إلا إرتباطا ضعيفا أو قد لا يوجد أى إرتباط .

يلاحظ أن العوامل التي ناقشناها فيما سبق عوامل خاصة بمتغيرات رورشاخ . ولكي نرى دلالتها النفسيه يجب الكشف عن العوامل التي توجد بين المتغيرات المرجعية .

ولماكان قد تبين لنا أنه لايحتمل أن تكون المكونات الأساسية للمتغيرات المرجعية ذات دلالة بدور تدوير المحاور، فإنه قد تقرر الستخدام الطريقة المركزية لتحليل المتغيرات.

و لقد أدت الطريقة المركزية إلى ستة عوامل ذات دلالة، أدى تدويرها إلى النشبعات المبينة بالجدول (٩ – ٥) . وهذه العوامل هي :

ر العامل الأول: يضع هذا العامل تقديرات الكآبة (701 و) ، العصبية (770 و) ، عدم النضج (70٧ و) ، العصابية (713 و) مقابل الإتجاه التجديدي (– 713 و) ، إتجاه المرونة (– 750 و) ، القيمة العلمية (– 700 و) ، القيمة الدينية (– 700 و) ، القيمة الإقتصادية (– 700) ، و يظهر أن هذا العامل يتفق مع العامل المعروف بالعصابية ، حيث تمثل المتغيرات ذات التشبعات السالبة متغيرات تتعلق بالإتزان والقيم الجدية ،

جدول (٩ – ٥) : تشبع المتغيرات المرجعية بالعوامل المركزية بعد تدوريرها

1							
ه ۲	7	0	٤	*	Y	<u> </u>	
719	٠٩٨-	۲۸۶	477 —	298-	۲۲۸ —	- 77	الابتكار
004	٠٨٩	122	144-	771-	٠٣١	751-	المثابرة
049	184-	- 22	711 —	۲۲. —	. 41	701	الكآبة
٥٧٤	. { { -	••٢	· YV —	7/1	T0T-	۱۷۸	السيطرة
Vos	000	• 1٧	٦٠٤—	110	101	- 47	الاندفاعية
4.4	. 79	.91-	0 TV —	· 0A-	110-	٠٠٦	الدقة
750	174	.48-	٤٧٩ —	11.	۲V• —	74.	العصبية
774	۰۷۸	· 0 { —	274-	•••	178-	777	عدم النضج
1777	484	007-	115-	•00	244-	750	النشاط العام
4.4	14.	.17-	- 77	•••	٠٤٩—	173	العصابية
177	.04-	018—	٠٤٩-	٠٦٠	••٧	٠٠٨	الانبساط
٤٣٨	227-	441-	177	· 77	-75-	£71—	التجديد
074	٠٣٤-	• 17	14	124-	777 —	784-	المرونة
27.	٠٢٤-	444	777	777	•4٧-	11.	القيمة العلبية
779	٠٧٤	٠0٩	114-	१५५	177-	••٧-	القيمة الجمالية
18.	1.7-	40.	٠٢٣-	٠٠٣	- 7.7	1-	القيمة الاجتماعية
707	777	.1	387	٠ ٤ ٤	.18-	177-	القيمة السياسية
941	19.	-۲٥٠	18.	· 44 —	700-	70V —	القيمة الدينية
217	77V	٠-٦	477	179	4.8	TV0 —	القيمة الاقتصادية
14.	4.1	•••	• * *	177-	-01-	٠٧٢	التجريد
024	4	174-			€	14	_
	071	110-	140-	755	189-	٠٧٦	المستحيلات
4.4	177	14.	۲7۳ —	· Vo -	278-	1.78	الميول

ويشبه هذا العامل السمة التي يطلق عليها كاتل مفهوم الإتزان الانفعالى مقابل الانفعالية العصابية العامة .

٣ - العامل الثالث: يتشبع به تشبعا عاليا متغيرات ، الابتكار (- ١٩٨٤,) ، والمنابرة (- ١٧٦,) ، والسيطرة (- ١٨٩,) ، كا يتشبع به تشبعا موجبا عاليا متغير القيمة الجمالية (١٣٦٥,) . وربمايمكن تفسير هذا النمط من السلوك بالسيطرة مقابل الحضوع . ويشبه هذا العامل السمة التي يسميها كاتل بالسيطرة مقابل الحضوع .

ع - العامل الرابع: يضع متغيرات الابتكار (-٤٧٦,)، والاندفاعية (-٤٠٦,)، والدقة (-٤٧٦,)، والعصبية (-٤٧٩,) وعدم النضج (-٤٢٣,) مقابل القيمة السياسية (٤٣٩,) والقيمة الاقتصادية (٢٦٦,). كا يتشبع به تشبعا سالبا ملحوظا متغير مقياس الميول (-٢٦٣,)، وتشبعا موجبا متغير القيمة العلمية (٢٦٢,)، ويمكن أن نقارن هذا العامل بالسمه التي يسميها كاتل؛ الانفعالية الطفلية الحيالية الحساسة مقابل بالنضج والواقعية.

٥ - العامل الحامس: يتشبع بهذا العامل تشبعا سالباعاليا متغيرات النشاط العام (٢٥٥٠)، والاتجاه التجديدى (١٤٠٠)، والاتبعام (٢٣٠٠)، والانبساط (١٤٠٠)، والاتبعام (٢٣٠٠)،

والقيمة العلمية (٢٢٩ و). ويميل المؤلف إلى أتباع أيزنك فى تفسير هذا العامل بالانبساط مقابل الانطواء . ويبدو أنه يشبه السمة التى يسميها كاتل بالدورية المخاطرة مقابل الفصامية المسحبة .

7 — العامل السادس: يتشبع بهذا العامل تشبعا عاليا متغيرات ، الموضوعات (٦٦٨و) ، والمستحيلات (٥٣١و) ، والاندفاعية (٥٨٥٠) والمنشاط العام (٣٤٢,) . ويمكن تفسير هذا النمط من السلوك بالمرح مقارنة بالسمة التي يعرفها كاتل بالمرح مقابل الحزن .

وعلىأى حال ، فالعو امل الستة التى ذكرناها تشتمل على عدد من متغيرات الشخصية الهامة ، وعلى ذلك فإذا كان لنا أن نقبل إختبار رورشاخ كاختبار تشخيص صادق ، فإن كثيرا مر منغيراته يجب أن ترتبط إرتباطا ذا دلالة بعامل أو أكثر .

ولكى نكشف عن هذه العلاقات، قام المؤلف بحساب تشبعات متغيرات رورشاخ بالعوامل المركزية المرجعية قبل تدوير محاورها ، ثم تدوير المحاور الناتجة بنفس الزوايا التي تم بها تدوير محاور العوامل المرجعية . فحصلنا على سنة عرامل كما هو مبين بالجدول (٩-٣).

الضبط الضعيف للإستجابات إزاء المثيرات البيئية ، فإنه يمكن أن نقبل ظ ، ل كأدلة على الاتزان الانفعالى خصوصا وأنها فى تجميع مع متغيرات الضبط الجيدة ، ونعنى متغيرات ك ، ح غ .

٢ - العامل الثانى: يتشبع به تشبعا سالبا ملحوظا متغير النبات (- ٢٤٢ و) في إنجاه عامل العقلية الاجتماعية المتحضرة التي تحدد بتشبعات عالية سالبة لمتغيرات ، النشاط العام ، القيمة الدينية ، مقياس الميول وبتشبعات أقل في نفس الانجاه لمتغيرات ، الابتكار والسيطرة والمرونة ويدل هذا على أن بوم كان مخطئا عند ما ذهب إلى الآخذ بأن رورشاخ إعتاد أن يقول بأن الأطفال بين سن السادسة والثامنة يعطون كثيرا من الاستجابات كاستجابة النبات ، كدليل على قلة الواقعية والتطبيع الاجتماعي. ولكن يجبألا ننسي أنه برغم من تفسيرنا هذا فالعلاقة صغيرة التي أقنا عليها هذا التفسير .

على الحامل الثالث: يتشبع به تشبعا موجبا المتغير بشر (٢٢١,) . وتبعا لبوم فإن رورشاخ إعتاد أن يقول بأن المتغير بشر يدل على الإحتكاك الإجتماعي . ولكن إذا وجدت هذه الإستجابة بكثرة فإنها تدل إما على الإضطراب العصابي أو النرجسية . ويبدو لنا هنا أن المتغير بشر قد يدل على الخضوع حيث أنه يوجد في وضع يضاد به معامل السيطرة كما يحدد بالتشبعات العالية السالبة لمتغيرات الإبتكار والمثابرة والسيطرة .

ع ... العامل الرابع: يتشبع به تشبعاسالبا متوسط زمن الرجع إستجابة للبطاقات غير الملونة (... ٢٠٣٠) ، جزء بشرى (٢٢٣,) . كا يتشبع به تشبعا موجبا ملحوظا متغير الجغرافيا (٢٠٠,) . ويضع هذا العامل متوسط زمن الرجع إستجابة للبطاقات غير المالمونة ، أى رد الفعل السريع للبطاقات غير الملونة والذي يدل على الحساسية، والجزء البشرى الدال على الإتجاه النقدى. الشديد ، مقابل متغير الجغرافيا الدال كا يشير بوم على الطموح والشجاعة.

<u>~</u>	71/	-14	·•		104	٠,	× 0×	141	*	144	174	÷	:	7.50	(d)
Y : Y :	137		144	1.4	401	· † V	<u>`</u>	イ・イ	\ <u>\</u>	<u>ه</u> د	798	14	~~ ~	4.4	-4
717-	714-	14	: 4	104-	Y 1 V —	<u>ن</u> ا	194	711-	· .4	14-	<u>;</u>	**	7.*	Y 21 -	•
17%-	-	*	1/%-	X	· † o	144-	•	• • • •	188-	141	188-	· ۲. ۲.	141-	• 44-	*
-	÷	10	××.	-3	· †	3.4.	• ۲۲		• • V —	٠٥٧ –	- K -4	177-	177-	149	~
	- 44	· ۲۲	- 44.	- - -	•	÷ 7	- > \			ا ا ا	1.4.	-44-	787	· * - 1	~
					7.8-										
Ç.	C. ,	•	3	رع. بو	6 -	ر. س.	つつ	~	Ć.	C .	·1	•*	(·)		

جدول (۱-۱): تشبع متغيرات الرور شاخ بالعوامل المركزية بعد

	10.1	YEY-	3%1	- 73	140	176	711
	124	÷:	-3(-	÷	·	**	₹
	184-	~	140	<u>`</u>	3.5	144	.,0
	124	17.	117-	7	-03:	→	744
	14/-	101		· • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	÷:	707	~~
	•	.	·~	*	• •	104	
	187	• • •	- *\\	· ~ .	· * *	~:	•
	- >>	***	÷.	144-	77:1	÷ 6	77.
	4. 4	• \$ 0		444-	- 1.4.	14.	173
	144-	• 17 -	7 7 7	•	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	737	<u>_</u>
	÷ + + + + + + + + + + + + + + + + + + +			- - - !	÷	÷	*
•••	1 /\/	140-	>	*. *	404-	***	*
	17/-	: <		• • • •	· · ·	703	777
	14/-	· * * •	<u>*</u>	114-	126-		TON
	••٧-	· : V	>	: 1	∴	777	×

فإذا كنا على جانب الصواب فى تفسير العامل الرابع بالإنفعالية الحساسة مقابل النضج و الواقعية ، فإن هذا يتفق مع الصورة التى يدل عليها متوسط زمن الرجع إستجابة للبطاقات غير الملونة ، والجزء البشرى والمتغير جغرافيا من متغيرات رورشاخ .

ه - العامل الخامس: يتشبع به تشبعات سالبة متغيرات، ك (- ٢٤٩٠)، ح (- ٢١١,)، ل (- ٢١٧,)، ش ل (- ٢١٦,)، ومتوسط ، زمن الرجع إستجابة للبطاقات غير الملونة (— ٢٥٣,) . و ممكن تفسير هذا التجمع من المتغيرات بالإنبساط وفقا لتفسيرنا للعامل الخامس المرجعي . ويبدو أن هذا التفسير معقولا إذا أخذنا فى الإعتبار الفروض التى تستند عليها هذه المتغيرات التي وضعها خبراء رورشاخ. فالمتغير ك يدل على القدرة على التنظيم ، ويدل المتغير ل على قلة الضبط فى ردود الأفعال إستجابة للمثيرات البيئة ، ويدل ش ل على ضبط الإستثارة الإنفعالية دون فقد الإستجابة للمثيرات . وتنضمن هذه الإستجابة المضبوطة أن الفرد يمكنه الاستجابة باحساسه وحركاته بمايتفق مع المطالب الإنفعالية للموقف. ويدل متوسط زمن الرجع إستجابة للبطاقات غير الملونة على سرعة رد الفعل والحساسية. ولكن مايثير الجدل هنا وجود المتغير ح والذي يدل كما هو معروف — على الإنطواء ، وكما أيده تحليل متغيرات رورشاخ على حدة . ولكن على أى حال ، فإن خبر ا. رورشاخ بعتبرون أن ح تدل على الرضى الذاتى ، بمعنى تحمل الآنا للدوافع الفطرية . وقد لايكون التناقض خطيرا، إذ أن تشبع ح بالعامل صغيرا.

۳ – العامل السادس: يتشبع به تشبعاً موجباً متغيرات ك (۲۰۳,)، عجد حـ (۲۰۴و) ، ح (۳۰۳,)، ل (۲۶۹,) ، ش ل (۲۰۴,)، شائع (۲۲۱,) ، مبتسكر (۲۰۱,)، مجموع الإستجابات (۲۵۹و) ، بشر (۲۲۲,) جزء حيواني (۲۰۰,)، طبيعة (۲۵۷و) ، شيء (۲۸۳,) . ويبدو أن هذا

العامل يتفق مع عامل رورشاخ العام للطلاقة الإدراكية . ومن المعقول أن نتوقع أن يرتبط هذا العامل بالعامل المرجعي السادس الذي فنسرناه بالمرح .

وعلى ذلك يمكن أن نستنج أنه بالرغم من أن متغيرات روشاخ ترتبط إلى حدما بالتجمعات التي كشفت عنها المتغيرات المرجعية ، فإنها لم تظهر صدقا عاليا بما يتعلق وهذه الأنماط السلوكية . ويمكن أن نقرر بذلك أن إختبار بقع الحبر ليس وسيلة شاملة كا يزعم المشتغلين به لتقدير جوانب الشخصية ، ولكنه يمكن أن يكشف عن بعض المتغيرات التي تقيس بعض جوانب السلوك .

ويتضح من البحث الذي تناولناه أن هناك بعض الاعتبارات التي يجب الإهتمام بهما إذا أراد الباحث تصميم دراسة تحليلية عاملية ناجحة نتناولها فيما يلى :

1 — على الباحث أن بختار بجال من المجالات الملاممة للبحث. فليس من المنطق أن يحاول تحليل أى مصفوفة إر تباطات يحصل عليها. فغالب ما يؤدى هذا الإنجاه إلى فشل فى الحصول على النتائج المرغوب فيها. وليس من المنطق أيضاً أن يجمع الباحث بحموعة عشوائية من الإختبارات فى تحليل واحد. فكثير من الاختبارات التى ننداولها لاتصلح للتحليل العاملي وخاصة بعض مقاييس السمات الانفعالية والميول. فيجب أن يتبع إختبار الاختبارات إطار نظرى فى مجال الدراسة، وهذا الاطار النظرى يجب أن يحدد أنواع الاختبارات المطلوبة. وقد يكون مجال البحث متسعا إتساعا كبيراً يشمل كل ما يعنيه الانسان من عوامل، وقد يكون محدودا بحبث يقتصر على دراسة قدرات عقلية معينة كالحصر الادراكي Perceptual بيقتصر على دراسة قدرات عقلية معينة كالحصر الادراكي المحدودا بحبث يقتصر على دراسة قدرات المنات المحت كلما زاد عدد العوامل التى نتوقع إستخلاصها إذا كانت الاختبارات التى تستخدم شاملة. ويحسن أن يختار إستخلاصها إذا كانت الاختبارات التى تستخدم شاملة. ويحسن أن يختار عال البحث محيث لا يتوقع الباحث أكثر من خسة عشر عاملا وبحيث

لا تنضمن بطارية الاختبارات المستخدمة أكثر من ٥٠ إختباراً ومن الاهمية بمكان أن يكون هماك من الاختبارات ما يعادل على الأقل ثلاث أضعاف عدد العوامل. فهذا يساعد على تحديد تدوير المحاور تحديداً جيداً كما يجب ألا يكون مجال البحث محدوداً جداً. فدراسة قدرات القياس والاستدلال قد تتضمن إختبارات تتشابه فيا بينها مما يؤدى إلى ظهور النباينات الحاصة والمشتركة على السواء.

٢ ــ يضع الباحث فروض تنعلق بالعوامل التي يرغب تحديدها في مجال البحث . فهذه خطوة هامة في الدراسة العاملية . وعلى الباحث أن يحاول مقدما تقرير عدد العوامل في مجال الدراسة وما يتميز به كل عامل .

٣ ـ يجب إختيار أو بناء الاختبارات المناسبة . ويسبق هذا الاختبار تحديد الاختبارات المطلوبة . وبعد الحصول عليها ، نتأ كد من أن هناك بعض الاختبارات التي تتضمن عو امل معروفة ، كالعامل اللغوى أو العددى أو الإدراكي . واذا وجدنا عامل من هذا العوامل في اختبارين أو أكثر ، فإنه يجب أن نضيف الى بطارية الاختبارات اختبارا فقط يعرف عنه أنه يظهر هذا العامل بدر جة جيدة . وهذا الفصل في تباينات العوامل المعروفة يترك المجال لظهور عوامل جديدة . ويجب أن تكون الاختبارات الموضوعة سواء المعروف منها أو غير المعروف ، مبسطة كلما أمكن ذلك ، بمعني أن الإختبار لايقيس الا عاملا واحدا .

ويجب أن تكون الاختبارات ذات ثبات عالى . كا يجب ملاحظة أن زمن تطبيق الاختبار له أهميته . ولماكانت بطارية الاختبارات الكبيرة تستملك من الفرد المفحوص وقتا كبيرا فإننا نفضل الإختبارات القصيرة كلما أمكن ذلك، بحيث لا يوثر هذا على ثبات الاختبارات . ويجب ألا يقل الثبات عن ٢٫٠

إلى العينة المناسبة: يجب تحديد العينة قبل جمع الإختبارات
 تكون الاختبارات مناسبة للعينة المستخدمة فى البحث و بجب ملاحظة
 مستوى صعوبة الإختبارات وكذلك مشاكل تجانس العينة .

ه ـ يجب أن تكون العينة ذات حجم مناسب . ورغم أنه لا يوجد هناك وسائل معروفة فى تقدير تذبذب العينة وتشبعات العوامل التى تم تدويرها ، فمن الواضح أنه يجب الإهتمام بثبات معاملات الإرتباط التي نبدأ بها التحليل . فأخطاء معاملات الارتباط تظهر كأخطاء فى تشبعات العوامل .

وتبين الخبرة أنه عند إستخدام معامل إرتباط بيرسون يكون من الأفضل ألا يقل عدد أفراد العينة عن ٢٠٠ فردا. ومع هذا فهناك نتائج مؤكدة في دراسات هامة حصلنا عليها بإستخدام عينة يقل عدد أفرادها عن ٢٠٠ فرد . وتنسق تشبعات العوامل بإستخدام عينة تتكون من ٢٠٠ فردا تقريبا بدرجة لابأس بها مع تشبعات نفس العوامل ونفس الاختبارات بإستخدام عينة من ١٥٠٠ فردا . وعند إستخدام معامل الارتباط الرباعي ، فإن العينة يحسن ألا تقل عن ٣٠٠ فردا . والباحث حرية تحديد الحد الأقصى من العينة .

٦ على الباحث أن يستخلص العوامل بإستخدام إشتراكيات
 فى الخلايا القطرية الرئيسية وعليه أن يقوم بندوير المحاور المرجعية .

بقوم الباحث بتفسير العوامل التي قد تم تدويرها . فتفسير العامل في الحقيقة مراجعة لفرض سابق أو صياغة لفرض جديد . ويجب أن يؤدى التحليل إلى صياغة فروض أكثر ملاءمة منها قبل عملية التحليل فيما يتعلق بطبيعة العوامل .

بعض مشاكل التحليل العاملي

تتوقف العوامل التي نستخلصها في تحليل ما، وكذلك تشبع الاختبارات بها على الظروف التي تحيط بمصدر البيانات التي يقوم عليها التحليل . وسنتناول هذه الظروف بإختصار فيما يلى :

خصائص الاختبارات: إذا كنا بصدد إختبارات قدرات، فيجب أن يكون هناك إهتمام بمستوى الصعوبة ،حيث يتوقف مستوى الصعوبة على عينة البحث . ويجب أن يكون الاختبار بمستوى صعوبة معتدلة حتى يكون توزيع الدرجات في غير إلنوا. • فإذاكان الاختبار صعبا جدآ أو سهلا جداً بحيث يتميز توزيع الدرجات بالالتواء، فإنه يوجد هناك حلان لمواجهة هذا الالتوا. في التوزيع . أولا ــ إذا كانت العينة كبيرة نوعا، أي ٣٠٠٠فردا فأكثر، فإنه يمكن تقسيم التوزيم تقسيها ثنائيا على أن يكون التقسيم قريب من الوسيط كلما أمكن ذلك. وإذا ما قسم التوزيع تقسبها ثنائيا فإن معامل الإرتباط المناسب الذي يمكن أن يستخدم هو معامل الإرتباط الرباعي، وكذلك معامل إرتباط العزوم لبيرسون. وإذا ما قسم توزيع بعض المتغيرات تقسيها ثنائياً ، والبعض الآخر لم يقسم فإن معامل الارتباط الثنائى وأيضاً معامل إرتباط بيرسون يكونا من المعاملات المناسبة. ثانيا ــ أما إذا كان إلتواء التوزيع على مقياس متدرج دقيق، وخاصة إذا كان عدد أفراد العينة صغيرا فإن الدرجات بجب أن تحول إلى . C-Score التوزيع الاعتدالي على مقياس ت T-Score آو مقياس س

ويجب أن تسكون الاختبارات فى مستوى واحد من الصعوبة الإختلاف الكبير فى مستوى صعوبة الإختبارات يقلل من الإرتباط فيها بينها وإذا أمكننا جعل الاختبارات فى مستوى متوسط من الصعوبة ، فيها بينها فى درجة الصعوبة ، وعلى أى حال ، فيمكن المساواة بين الاختبارات فى أى مستوى بخلاف المستوى المتوسط ، سواء

المستوى المنخفض أو المرتفع . فإذا كان هناك عدد من مستويات الصعوبة بين الإختبارات المختلفة ، فإن تقسيم التوزيعات إلى تقسيمات ثنائية قرب وسيط كل منها تفيد إلى درجة ما . ولكن يحتمل ألا يؤدى هذا إلى تصحيح أثر الإختلافات كلية .

وجدير بالذكر أن درجات المنفيرات التى يستخدم معها معامل إرتباط بيرسون لحساب ما بينها من إرتباطات ، يجب أن يتحقق فيها ما ينطلبه استخدام هذا المعامل . فالإلتواء الواضح فى توزيع الدرجات يدل على أن هذه المنطلبات قد لا تتحقق . وينطلب أى شذوذ فى التوزيع حرصا ومقاييس تصحيح .

ويجب الاهتمام بمعادلات تصحيح الاختبارات ، حيث يؤدى عدم الآخذ بها ، وإتباعها كما هي إلى تغير في القركيب العاملي لمادة الاختبار ، والأنماط الشائعة من معادلات التصحيح تنحصر في حساب عدد الاستجابات الحاطئة ، أو حساب عدد الاستجابات الحاطئة ، أو حساب عدد الاستجابات الحاطئة ، ومن المرغوب الاستجابات الصحيحة مطروحا منها الاستجاباب الحاطئة . ومن المرغوب فيه أحيانا أن يقوم الباحث بتحليل كل من درجات الاستجابات الصحيحة والخاطئة كل على حدة .

وبجب أن تكون متغيرات المصفوفة الواحدة مستقلة، فلا يوجد ينها علاقات، إلا ما يرجع منها إلى العوامل المشتركة. ويظهر التداخل بين الاختبارات بعدة طرق. وأكثر هذه الطرق شيوعا هي الحصول على درجتين أو أكثر من نفس الاستجابات. فيحتمل أن يؤدى الإختبار الذي يصحح بطريقتين إلى المتغيرات المرتبطة إرتباطا مزيفا. فأحيانا تتداخل مثل هذه الدرجات، كدرجة الطول الواقف والطول الجالس. وعند تقدير درجات قو اثم الميول والشخصية، فإن كثيرا من الوحدات توزن وزنا متشابها في عدد مختلف من الدرجات. وتكون الإرتباطات

بين تلك الدرجات مزيفة بسبب وجود نفس عناصر التباين الخاص والخطأ بالإضافة إلى التباين المشترك ، وتكون الإرتباطات بين المقاييس المتدرجة مزيفة بالدرجة التي يتأثر بها الباحث بتأثير الهالة وغيرها من مصادر الخطأ.

وبحب الإهتمام بتحديد زمن الاختبار . فنطبيق الاختبار الواحد على أنه إختبار السرعة وتطبيقة على أنه إختبار قوة يغير من التشبعات العاملية . وعلى ذلك فعند وضع الاختبار لاستخدامه فى التحليل العاملي ، يجب الاهتمام بمقدار الزمن الذى يسمح به للإجابة عليه . وتفيد الدراسة الاستطلاعية فى تحديد زمن الاختبار .

طبيعة العينة: إن الاهتمام بإختيار عينة البحث في التحليل العاملي تعادل الاهتمام بها في أي بحث تجربي . فهناك ضو ابط معينة بجب الآخذ جاحتى يسهل إظهار النركيب العاملي بالوضوح المرغوب فيه . ويحاول الباحت عامة الحصول على عينة متجانسة بالنسبة للمتغيرات ألتي لا بريد أن يدخلها كعوامل مشتركة، وعليه الحصول على عينة يظهر فيها الفروق الفردية في المتغيرات التي يريد أن يظهر فيها التباينات الأساسية التي يهدف لدراستها . ويحسن ضبط المتغيرات العامة كالسن والجنس ومستوى التعليم . وذلك لأنه إذا كان هناك عاملان يرتبطان إرتباطا واضحا بهذه المتغيرات ، فإن العاملين يظهر ان إرتباطا فيها بينهما في حين أنهما لاير تبطان في الحقيقة . فإرتباط العو أمل في الواقع في أي بحث ما ،قد يرجع غالبا إلى هذه المؤثرات الخارجية أكثر مما يرجع إلى الخصائص الداخلية في كل من العاملين. ويجب على الباحث أن يحترس من أن بجمع بين بيانات من عينتين أو أكثر ليحصل على عينة ذات عدد كبير لكى يقوم بدراسة تحليلية . فيجب قياس دلالة الفروق بين متوسطات المتغيرات التجريبية التي يخضعها للتحليل قبل الجمع بين البيانات . فإذا كان هناك فروق واضحة بين المتوسطات فإنه يجب إتخاذ بعض التعديل قبل الجمع بين البيانات لحساب معاملات الارتباط.

وأحد الطرق المستخدمة هي تقسيم توزيع كل عينة تقسيها ثناثيا عند وسيطها قبل حساب جدول الارتباطات الرباعية لها معا . وهناك طريقة أخرى تقوم على حساب مصفوفة الإرتباطات لكل عينة على حدة ثم إيجادمتوسط الارتباطات المكل عينة على حدة ثم إيجادمتوسط الارتباطات المتقابلة للحصول على مصفوفة واحدة .

ودافعية الأفراد أثناء تطبيق الاختبارات من الاهمية بمكان. فيجب أن تتيح ظروف التطبيق قدرا كبيرا من الدافعية طوال مدة تطبيق الاختبار، بحيث يظهر المفحوص تعاونه وأمانته في الاجابه على الاختبار.

وجدير بالذكر أن نتناول فى النهاية ما يجب أن يتضمنه إعداد تقرير عن الدراسة العاملية ، كما هو متبع فى التقرير العلمي لاى دراسة ، ويحسن أن نعطى صورة كاملة عن الدراسة العاملية حتى يمكن التأكد من صحة النتائج ومراجعة العمليات الحسابية ، وفيها يلى بعض الخطوط التي يجب أن يتضمنها التقرير الكامل عن الدراسة العاملية :

المقاييس:

يجب وصف الإختبارات أو غيرها من متغيرات البطارية وصفاً كاملا كلما أمكن ذلك ، ويجب بيان معادلات التقدير والثبات وزمن التطبيق وظروفه الخاصة . كما يجب توضيح توزيع الدرجات الحام ومتوسطاتها و إنحرافانها المعيارية ومقاييس الإلتواء والتفرطح .

العينة

يجب وصف المجتمع الكلى الذى أخذت منه العينة وصفاً كاملاكلما أمكن ذلك من حيث متغيرات السن والجنس والتعليم والبيئة الجعرافية والمستوى الإقتصادى والإجتماعى إلخ. ويجب أن تذكر طريقة أخذ العينة وحجمها.

تحليل البيانات:

يجب تحديد طريقة حساب معاملات الإرتباط، وتدوين مصفوفة الإرتباطات ومصفوفة العوامل، وتدوين البيانات الخاصة بالمخدكات المستخدمة فى قياس دلالة العوامل التى إستخلصناها، ومصفوفة البواقى أيضاً. ويجب أن نذكر مصفوفة التحويل ومصفوفة تشبعات العوامل بعد تدويرها، ويدون أيضاً تفسير العوامل التى استخلصها الباحث.

عبد الغزيز القوصى : ١٩٥٦

حسن حسين

خليفة بركات

الإحصاء في التربية وعلم النفس ـ النهضة المصربة ـ القاهرة.

السيد محمد خيرى : ١٩٥٧

الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ـ دار الفكر العربي ـ القاهرة.

فؤاد البهى السيد : ١٩٥٨ علم النفس الإحصائي ـ دار الفكر العربي ـ القاهرة

Adcock C.J. 1951 A Factorial Approach to Rorschack Interpretation.

J. gen. Psychol., 44,261-272.

Alexander, W.P. 1935 Intelligence. Concrete and Abstract. B.J.P. Monograph Supplement. 19.

Alvin, M. 1959 A Study of Military Leadership in Guilford J. P. Relation to Selected Intellectual Merrifield, P. R. Factors. Rep. Paychol. Lab, No.21. Los Angeles. Univer. of Southern California.

Barron, F. 1955 The Disposition Toward Origina-Lity. J. abnorm. Soc. psychol., 51, 478-485.

Bartlett, M.S. 1950 Tests of Significance in Factor Analysis. B.J.S.P., 3,77-85.

Bechtoldt, H.P. 1947 Factorical Study of Perceptual Speed: Ph.D. Thesis, Univer. of Chicago; 'ref. Botzam 1951'

Bordin, E.S. 1943 Factor Analysis in Experimental Designs in Clinical and Social Psychology. Psychol. Rev., 50, 415-429.

Botzum, W.A. 1951 A Factorial Study of the Reasoning and Closure Factors. Pmka., 16, No. 4. 361-386.

Burt, C. 1940 The Factors of the Mind. Univer. of London Press.

Burt, C. 1950 Group Factor Analysis. B. J. S. P., 3,40-75.

Burt, C. 1954 The Sign Pattern of Factor-Matrices, B.J.S.P., 7,15-29.

Banks, C. 1947 A Factorial Analysis of Body Banks, C. Measurements for British Adult Males
Ann: Eugen., B, 238—256.

Cattell, R.B. 1957 Personality and Motivation Structure and Mersurement. London: Harrp.

Coan, R. 1956 A Factor Analyses of Rorchach Determinants. J. Proj. Tech. 20, 280.

Cox, S.M.

1951 A Factorial Study of Rorschach Responses of Normal and Maladjusted Boys. J. Gent. Psychol., 79,95—115.

Dahlstrom, W.G. 1957 Research in Clinical Psychology: Factor Analytic Contributions.

J. Clin. Psychol., 13,211—220.

- Drevdahl, J.E. 1956 Factors of Importance for Creativity.

 J. clinical psychol., 12,21-26.
- Eysenck, H.J. 1949 Dimensions of Personality. New-York: The Macmillan Co.
- Eysenck, H. J. 1952 Schizothymia Cyclothymia as a Dimension of Personality. J. Personality, 20,345-384.
- Eysenck, H. J. 1960-a The Structure of Human personality, London: Methuen.
- Eysenck, H. J. 1960-b Handbook of Abnormal Psychology.

 London: Pitman, Medical Publiching Co.
- Eysenck, S.B.G. 1956 Neurosis and Psychosis: An Experimental Analysis. J. Mentl. Sci., 102,517—529.
- Fruchter, B. 1954 Introduction to Factor Analysis.

 D. Van Nostrand Co.
- Glickstien, M. 1959 A note on Wittenborn's Factor Anslysis of Rozschach Scoring Categories. J. Consult. Psychol., 23, 69-75.
- Guilford, J. P., 1934 Introversion. Extroversion Psychol. Bull, 31,331—354.
- Guilford, J. P. 1952 A factor-Analytic Study of Creative Wilson. R.C. Thinking, 11. Administration of Christensen, P.R. Tests and Analysis of Result. Rep. Psyckol. Lab., No.: 8 Los Augeles: Univer. of Southern California.

- Guilford, J. P. 1954 Psychometric Methods 2nd Ed. New York: Mc Graw-Hill.
- Guilford, J. P. 1957-a A Revised Stucture of Intell. ect. Rep. Psychol. Lab. No: 19. Los Angeles: Univer. of S. California.
- Guilford, J. P. 1957-b Creative Abilities in the Arts.

 Psychol. review, 64, No. 2.
- Guilford, J. P. 1957-c A Factor Analytic Study of Frick, J. W. Flexibility in Thinking. Rep. Christensen, P. R. Psychol. Lab. No: 18. Los Merrifield, P. R. Angeles: Univer. of Southern California.
- Hertz, M. R. 1940 Problems of the Validity of the Rorschach Method. Rorsch. Res. Exchang.
- Hertz, M. R. 1943 The Rorschach Method: Science or Mystery. J. Consult. Psychol., 7, 67-80.
- Hotelling, H. 1933 Analysis of a Complex of Statistical Variables into Principal Components J. Educ. Psychol., 24, 417—441, 498—520.
- Hotelling, H. 1935 Simplifield Calculation of Principal components. Pinka., I, 27-35.
- Hsü, E. H. 1947 The Rorschach Responses and Factor Analysis. J. Gen. Psychol., 37, 129—138.
- Hsü, [E. H. 1952 Further Comments on the Rorschach Response and Factor Analysis. J. Gen. Psychol., 47,239-241.

Hughes, R. M. 1950 A Factor Analysis of Rorschach Diagnostic Signs. J. Gen. Psychol., 43,85—103.

Kleemeier, R.W. 1950 A Factorial Investigation of Flexibility. Educ. psychol. measur., 10, 107-188.

Lotsof, E.J. 1953 Intelligence, Verbal Fluency and the Rorschach Test. J. Consult.

Psychol., 17, 21-24.

Lotsof, E.J. 1958 A Factor Analysis of the WISC comrey, A. and the Rorschach. J. Proj. Tech.. Bogartz, W. 22,297-301.

Arnsfield. P.

Lovell, K. 1954 A Study of the Problem of Intellectual Deterioration in Adolescents and Young Adults. Ph. D. Thesis, Institute of Education, Univer. of London.

Lowenfeld, V. 1958 Current Research on Creativity NEA J., XLVII, 538-540.

Mc Cloy C.H. 1938 A Comparison of the Thurstone Metheny, E. Method of Multiple Factors with the Hotelling Method of Principal Components. Pmka., 3,61-67.

Mcleod, H. 1953 An Experimental Study of the Inheritance of Infroversion. Extra-Version. Ph. D. Thesis. Lendon Univer.

Melvin, D. 1955 An Experimental and Statistical Study of Two Primary Social Attitudes. Ph. D. Thesis, London Univer.

Morgan, G.A.V. 1956 Verbal Ability in Primary School Children. The Durham Res. Review, No: 7. Institute of Education, Univer. of Durham.

Mosier C.1. 1939 Influence of Chance Error on Simple Structure. Pmka., 4, 33—44.

Oliver, J.A. 1951 A Factorial Study of Tests of Ferguson, G.A. Rigidity. Canad. J. Psychol., 5, 49-59.

Pemberton, C. 1952 The Closure Factors Related to Other Cognitive Processes.

Pmka., 17, 267—288.

Reyburn, H.A. 1941 Factor in Infroversion and Extra-Taylor, J. G. version. B. J. Psychol., 31, 335— 340.

Reyburn, H.A. 1950 Primary Factors of Personality. Raath, M. J. B. J. Psychol., Stat. Sec., 3, 150—158.

Sanai, M. 1950 A Factorial Study of Social Attitudes. J. Soc. Psychol., 31 157-182.

Sandler, J. 1949 An Experimental Investigation into Some Factors Entering into the Rorschach Test. Ph. D. Thesis, London Univer.

Sandler, J. 1951 Rorschach Content Analysis: An Ackner, B. Experimental Investigation. B. J. Med. Psychol., 24, 180—201.

A Statistical Study of Rorschach Sen. A. Test. B. J. Psychol., Stat. Se c.,3, 51-39. Factor Analysis of Rorschach Scores 1957 Stotsky, B.A. of Schizophrenics. J. Clin. Psychol. 13, 275—278. 1961 A Factorial Study in the Domian Sultan, E.E. of Creative Thinking. M.A. Thesis, London Univer. A factorial Investigation of Ror-1963 Sultan, E.E. schach Inkblots-test as applied to Student-Teachers, ph. D. Thesis, London Univer. 1950 The Factorial Analysis of Human Thomson, G.H. Ability. 4th Ed., Univer. of London Press. 1938-a Primary Mental Abilities. Chicago: Thurstone, L.L. Univer. of Chicago press. 1938-h The Perceptual Factor. Pmka., 3, Thurstone, L.L. 1-17. Current Issues in Factor Analysis 1940 Thurstone, L.L. Psychol. Bull., 37, 189-236. 1944 A Factorial Study of Perception. Thurstone, L.L. Psychometric Monogr., No: 4. The Rorschach in Psychological Thurstone, L.L. 1948 Science J. Abnorm. Soc. Psychol., 43, 471-475. Personal Selection in the Britich Vernon, P.E. 1949

Parry, J. B.

Forces. Univer. of London Press.

Vernon, P.E. 1950 The Structure of Human Abilities...

London: Methuen.

Vernon, P.E. 1955 The Psychology of Intelligence and g. Bull. Brit. Psychol. Soc., May.

Vernon. P.E. 1957 Personality Test and Assessments.

London: Methuen.

Williams, H.L., 1953 Comparison of the Rorschach and Lawrence. G.F. MMPI by means of Factor Analysis.

J. Consult. Psychol. 18, 193—197.

Williams, M. 1947 An Experimental Study of Intellectual Control Under Stress and Associated Factors. J. Consult. Psychol., 11, 21-29.

Wolfle, D. 1942 Factor Analysis in the Study of Personality. J. Abnorm. Soc. Psychol., 37, 393-397.

Wittenborn, J. R. 1949 A Factor Analysis of Discrete Responses to the Rorsehach Inkblots. J. Consult. Psychol., 335-340.

Wittenborn, J. R. 1950 A Factor Analysis of Rorschach-Scoring Categories. J. Consult-Psychol., 14, 14, 261-267.

•		

•			
		•	



6 V.